

Documento de Trabajo 98-03
Serie de Estadística y Econometría 01
Febrero 1998

Departamento de Estadística y Econometría
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Spain)
Fax (341) 624-9849

Caracterización del PIB español a partir de modelos univariantes no lineales.

José Manuel Martínez y Antoni Espasa (*)

Resumen

En este trabajo estudia el comportamiento dinámico del PIB español, a partir de modelos de forma final (univariante) capaces de explicar los aspectos no lineales presentes en la tendencia y componente cíclico de dicho agregado. Los modelos empleados son del tipo: (a) autorregresivos por umbrales, (b) con una raíz unitaria y (c) segmentaciones en el nivel medio. Las propiedades (b) y (c) permiten discriminar entre las innovaciones usuales que se producen en cada momento y que sólo tienen efectos transitorios en la tasa de crecimiento y otras, más bien esporádicas, que causan la no-linealidad tendencial (segmentación) y tienen implicaciones de largo plazo en dicha tasa. Además, los modelos con tales características son congruentes tanto con las teorías de crecimiento económico endógeno como exógeno, aunque siendo modelos de forma final no pueden discriminar entre ellas.

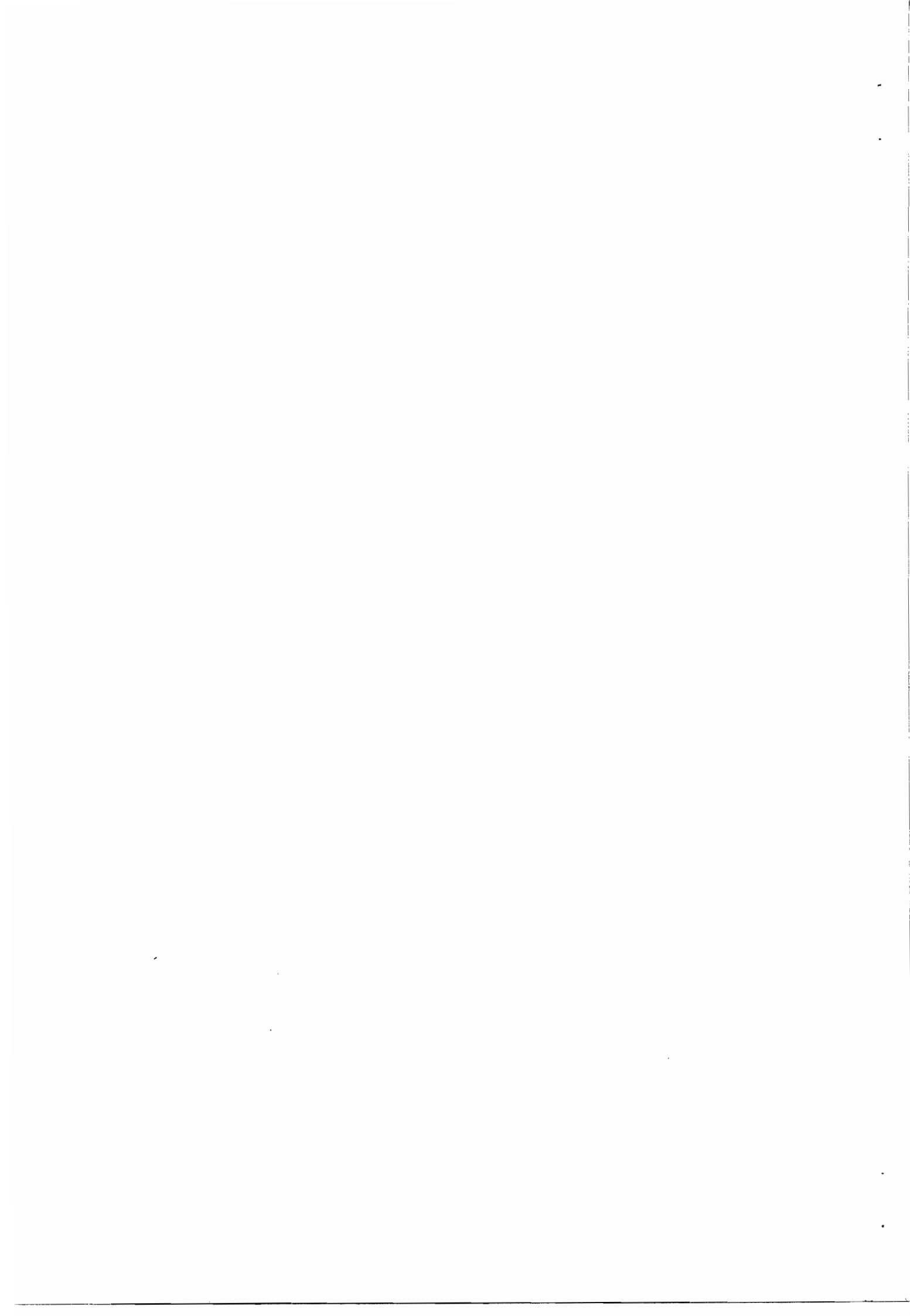
Para captar la no-linealidad cíclica se discuten las principales direcciones de investigación sobre modelos con regímenes cambiantes y los principales resultados obtenidos en la aplicación al PIB de EEUU. Se concluye que los resultados obtenidos – Hamilton (1989), Tiao y Tsay (1994) y Pesaran y Potter (1997) – son bastante similares y se opta por desarrollar para el caso español la orientación de modelos TAR seguida por Tiao y Tsay (1994) con dos cambios de interés. Los resultados que destacan sobre el ciclo del PIB español son: (1) el crecimiento medio pero también la dinámica y la varianza condicional son dependientes de la fase cíclica; (2) la entrada y salida de una recesión no se deben a la dinámica del sistema, con lo que con definiciones bastante aceptables de los umbrales tales entradas y salidas sólo se producen por innovaciones; (3) no obstante, existen definiciones de los umbrales que no pueden rechazarse y que derivan en la existencia de un ciclo límite en la economía española; (4) el efecto en el PIB por pasar de un régimen de desaceleración a uno de recesión es menor que en el caso de EEUU; (5) en el ejercicio de predicción realizado los modelos no lineales predicen mejor que los lineales.

Como sugerencias para futuras investigaciones se señala: (1) ligar los cambios de régimen con indicadores adelantados y (2) investigar la conjetura expuesta en el trabajo de que el saldo comercial internacional es un factor determinante en las salidas de las crisis económicas.

Palabras clave:

Ciclos de actividad, TAR, SETAR, medias segmentadas, ARIMA, raíces unitarias, procesos integrados, regímenes cambiantes, asímetría, ciclo límite.

*Martínez, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid. C/ Madrid, 126 28903 Madrid. Spain. Ph: 34-1-624.93.14, Fax: 34-1-624.98.49, e-mail: jmmm@est-econ.uc3m.es; Espasa, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid, Ph: 34-1-624.98.03, e-mail: espasa@est-econ.uc3m.es Este trabajo ha sido realizado dentro de los proyectos PB95-0299 y APC95-0090 de la DGE. Es una versión actualizada de un trabajo previo distribuido en Septiembre de 1997 con el título "Caracterización de la tendencia y componente cíclico del PIB español a partir de modelos no lineales". Estamos agradecidos a los comentarios de dos evaluadores anónimos que han llevado a realizar una presentación, creemos que más clarificadora, de los resultados obtenidos.



1. Introducción

El escaso interés que se le ha dedicado en España al seguimiento de la dinámica de la serie del Producto Interior Bruto (PIB) contrasta con su enorme importancia, siendo la variable que recoge globalmente la actividad económica del Estado, constituye el objetivo final de la política económica y de ella se derivan las medidas de renta que son un componente básico en cualquier indicador agregado de bienestar¹. Una posible justificación de esta situación ha sido la deficiencia de la base estadística española, que ha impedido disponer de datos oficiales del PIB con frecuencia trimestral hasta la aparición de la Contabilidad Nacional Trimestral (CNTR) en 1993. La CNTR no cubre satisfactoriamente el vacío estadístico existente. Por un lado, la serie histórica sólo resulta disponible desde 1970, por lo que los comentarios históricos que se realizan en este trabajo se refieren siempre a un periodo que empieza en dicho año. Además, es una serie sintética construida a partir de la interpolación trimestral de series anuales por medio de indicadores económicos previamente manipulados para extraer de ellos, por procedimientos básicamente lineales, una estimación de su componente tendencial². La metodología empleada genera una serie del PIB que supuestamente carece de variaciones estacionales y con información sobre el futuro en la estimación de sus valores contemporáneos. Esta última característica puede ser de escaso contenido si la estructura temporal de los datos es realmente lineal, pero en el caso general de estructuras no lineales, la aplicación de filtros simétricos sobre valores pasados y futuros produce una mala estimación de la tendencia en los momentos en los que la no-linealidad es localmente importante. En cualquier caso, los datos de la CNTR es la única información sobre el PIB trimestral de que dispone el investigador.

En este trabajo se utiliza la terminología propuesta por Espasa y Cancelo (1993) y generalizada en Espasa y Peña (1995), donde se propone definir una variable integrada de orden $I(d, m)$ como una variable que necesita d veces el operador de diferencias para ser estacionaria, y sobre la variable diferenciada m toma el valor cero si la media es nula y el valor m^0 si dicha media viene dada por un polinomio de tiempo de orden (m^0-1) . Siguiendo Espasa y Senra (1997), si la media o polinomio temporal en la variable diferenciada son segmentados, la terminología anterior se puede generalizar incluyendo en el término m el superíndice s .

La escasez de estudios previos actualizados, la muestra empleada por Espasa (1984) va

¹Espasa (1984) constituye uno de los primeros trabajos sobre una serie trimestral del PIB.

²Ver INE (1993) para una descripción de su elaboración, Guerrero (1997) y discusión posterior en el BOLETÍN IPC DE ANALISIS MACROECONOMICO del mes de Marzo sobre una discusión de su fiabilidad.

hasta 1982, que describan el comportamiento del PIB, y que en particular se preocupen por el esquema estadístico más adecuado de su representación, obliga a dedicar un esfuerzo en este sentido. Esta realidad contrasta con la de países como Estados Unidos, en donde se llevan realizados varios cientos de estudios de este tipo. El comportamiento del PIB puede ser compatible con procesos integrados, pero no se puede descartar otras explicaciones, por ejemplo comportamientos estacionarios en torno a tendencias polinomiales con segmentación determinística o estocástica y alternativas intermedias, con lo que el analista tiene que llevar a cabo un procedimiento que le permita realizar una elección razonable. La importancia de esta elección, en particular, la discusión sobre el número de raíces unitarias autorregresivas que caracterizan el proceso fue puesta de manifiesto en el caso americano por Perron (1989), y discutido ampliamente desde entonces en la literatura. En el caso del PIB español, Espasa (1984) sugiere la posibilidad de que sea un proceso $I(1,1^s)$, es decir, considerando segmentaciones en la media de la serie en primeras diferencias, situación puesta de manifiesto posteriormente en Andrés et al. (1990) y Doménech y Taguas (1996). En estas circunstancias los contrastes usuales de raíces unitarias no son válidos, excepto cuando se conoce con certeza la estructura polinomial, segmentada o no, presente en los datos, tal y como demuestran Campbell y Perron (1991) y se enfatiza en Cochrane (1991).

Es importante señalar el posible interés económico de esquemas sobre la base de medias segmentadas para el crecimiento trimestral del PIB, ya que los puntos de ruptura se pueden interpretar, si resulta pertinente, como cambios estructurales. Por el contrario, basándose en modelos con dos raíces unitarias, el crecimiento a largo plazo cambia con cada innovación, no revierte a ningún valor medio y la incertidumbre sobre su valor a largo plazo va de más a menos infinito. Estos aspectos, sobre todo el último, no son fácilmente interpretables desde la teoría económica. Un modelo con medias segmentadas permite discriminar entre ciertos tipos de innovaciones: las que causan la segmentación y, por tanto, con implicaciones de largo plazo y las que constituyen el componente residual (ruido blanco) del modelo, que sólo tienen efectos transitorios en la tasa de crecimiento de la variable. No obstante, un esquema de medias segmentadas tampoco resulta del todo satisfactorio, por un lado puede representar bien el pasado y presente de la variable, pero al no ofrecer un esquema que explique la aparición de las segmentaciones, su interés hacia el futuro se reduce sólo a periodos sobre los que se espera que continúe el segmento observado en el momento de realizar la predicción. De todos modos, es

muy probable que muchas segmentaciones resulten ser realmente impredecibles y de ahí su posible calificación como cambios estructurales. En economía existe una controversia importante, véase por ejemplo King et al. (1989), Grossman y Helpman (1991a, 1991b), Jones (1995), etc. y referencias allí citadas, sobre si el crecimiento económico a largo plazo depende básicamente de un progreso técnico exógeno (crecimiento exógeno), o si cambios permanentes en variables de política económica generan cambios permanentes en el crecimiento económico (crecimiento endógeno). Conviene señalar, que al contemplar modelos univariantes con segmentaciones aleatorias, véase por ejemplo Chen y Tiao (1990), el tipo de procesos $I(1,1^s)$ puede representar tanto a variables con crecimiento exógeno como endógeno. En este último caso, un modelo de la clase $I(1,1^s)$ recoge cambios permanentes en el crecimiento, pero éstos sólo se producen de tanto en tanto en los momentos correspondientes a las segmentaciones especificadas en el modelo. Además, a diferencia de los modelos integrados de segundo orden, los modelos $I(1,1^s)$ permiten que a largo plazo pueda darse una reversión a la media, aunque ésta no se pueda estimar, y establecen una incertidumbre acotada sobre ella.

Además de truncamientos tendenciales es frecuente que variables macroeconómicas como el PIB registren importantes cambios en su nivel que están asociados a los ciclos de actividad económica. En este caso, la especificación de un esquema sobre los cambios de nivel se tiene que realizar, generalmente, a través de modelos no lineales, debido entre otras cosas a que, como se ha considerado desde hace mucho tiempo por autores como Keynes, Burns y Michell, Hicks, etc, en los ciclos económicos no se da una estructura simétrica. Los modelos con regímenes cambiantes constituyen una clase muy amplia que está resultando útil para representar series macroeconómicas. La literatura econométrica sobre estos modelos se remonta al menos al trabajo de Quandt (1958) y Goldfeld y Quandt (1972) y ha cogido un auge especial tras la aparición de los trabajos de Tong y Lim (1980), sobre modelos autorregresivos por umbrales, y de Hamilton (1989), sobre modelos con esquemas markovianos de cambio. Los modelos con regímenes cambiantes incluyen una variable indicador que señala en que régimen se encuentra el sistema en cada momento. Además, se pueden clasificar según el carácter endógeno o exógeno de los cambios y que la variable indicador sea o no observable.

En el modelo de Hamilton los cambios se producen exógenamente a través de una variable de estado que no se observa, pero sobre la que se postula que sigue un esquema markoviano con dos regímenes y probabilidades fijas de transición de uno a otro. Posteriormente,

han aparecido un buen número de trabajos ampliando el modelo de Hamilton en cuanto al número de fases, Sichel (1994), en cuanto a las probabilidades de transición, Filardo (1994), Durland y McCurdy (1994), etc., en cuanto a su aplicación a la varianza condicional, Cai (1994), Francq y Roussignol (1997) etc., en su conexión con modelos de factores dinámicos, Diebold y Rudebush (1996), y en otras varias direcciones. Estos modelos con esquemas markovianos de cambio son muy sugestivos, pero la estimación e inferencia en ellos debido a la no observabilidad de la variable estado, resulta muy compleja, o incluso no está resuelta. Este es el caso cuando el modelo inicial de Hamilton se amplía en varias direcciones a la vez, aspecto que parece necesario para el tratamiento de los datos económicos, véase por ejemplo, Goodwin (1993). Por ello, resulta de interés contemplar modelos que, manteniendo la idea de que el nivel y estructura temporal en un fenómeno económico dependan de la fase cíclica en la que éste se encuentre, sean más simples de especificar y estimar. Entre estas alternativas se encuentran los modelos autorregresivos por umbrales, TAR. Dentro de los modelos TAR, aquéllos en los que la variable indicador depende de los propios retardos de la variable endógena se les denomina autoprovocados (SETAR) y son los que han recibido mayor atención, aunque sólo sea por la enorme dificultad que supone tener que buscar las variables exógenas de las que puede depender el indicador. La aplicación de los modelos SETAR a series macroeconómicas se centró inicialmente en modelos con dos regímenes, en los que el indicador dependía de un retardo d de la variable endógena, véase por ejemplo Potter (1995). No obstante, al igual que en el caso de modelos con esquemas markovianos de cambio, se ha ido viendo la necesidad de ampliar el número de regímenes cuando se trata con series macroeconómicas. En esta ampliación se han seguido básicamente dos direcciones. Una, representada por Tiao y Tsay (1994), T-T en adelante, en la que el mayor número de regímenes -cuatro en este caso- se definen a partir de un indicador que es función de más de un retardo. Otra, la empleada en Beaudry y Koop (1993) y desarrollada con gran amplitud en Pesaran y Potter (1997), P-P en adelante. En este último caso, el número de regímenes puede ser bastante amplio, pero al coste de imponer fuertes restricciones entre los regímenes. En el caso de P-P la variable indicador depende de parámetros que necesitan ser estimados junto con los parámetros del modelo, lo cual siendo muy atractivo deriva en una complicación computacional apreciable.

Es posible señalar una motivación común en los trabajos de T-T y P-P consistente en la pretensión de definir los diferentes regímenes, en función de lo que se considera que son las

características básicas de crecimiento de las series macroeconómicas en las distintas fases cíclicas. Esta vinculación común hace que ambos modelos estén mucho más próximos entre sí de lo que parece inicialmente. Sin embargo, la estimación del modelo de T-T es muchísimo más simple que la de P-P. Ambos trabajos se aplican sobre el PIB de EEUU y obtienen resultados similares. Además, en ambos se ha puesto especial cuidado en captar el hecho de cambio de signo en la media de la tasa de crecimiento al pasar de un régimen de desaceleración a uno de recesión. En conclusión, se puede decir que enfoques no lineales diferentes – Hamilton (1989), Tiao y Tsay (1994) y Pesaran y Potter (1997)- parecen dar resultados similares, con lo que posiblemente, al menos para la serie mencionada, se trata de aproximaciones equivalentes del universo no lineal que se pretende modelizar.

De lo que anterior se deriva, que un modelo TAR sobre las primeras diferencias del PIB con posibles segmentaciones en los niveles medios constituye un esquema sencillo, pero con suficiente flexibilidad, para captar lo que pueden ser los principales aspectos no lineales presentes en la tendencia y componente cíclico de dicha variable. El operador de primeras diferencias junto con la segmentación en la media de la serie diferenciada, permiten recoger una evolución tendencial que siendo no lineal sí que lo es a grandes tramos. Sobre la utilidad de la aproximación lineal en economía, existe bastante consenso de que sin dar siempre una explicación adecuada de los datos da “una buena primera aproximación del mundo real” (véase Tong 1990, pag.7), por eso ha sido universalmente empleada durante más de seis décadas. Las tendencias de las variables económicas suelen desviarse del esquema lineal por recoger truncamientos bruscos en su evolución ligados a importantes avances tecnológicos, guerras, crisis internacionales como las energéticas de 1973-1974 y 1979-1980, cambios sociopolíticos importantes, etc. (véase Granger 1993 pag. 310) y eso se puede aproximar mediante modelos integrados $I(1,1^s)$. Granger (1993), en un intento de entresacar los rasgos que estilizan una serie macroeconómica, señala que éstas están generadas por “procesos casi exactamente de raíz unitaria”, que él denomina procesos de raíz unitaria genérica (GUR, “generic unit root”) y, en consecuencia, advierte que para series macroeconómicas “es casi imposible distinguir entre miembros de esa clase general, siendo los intentos por encontrar métodos que puedan discriminar en la práctica de utilidad limitada”, (Granger 1993, pags. 309-310). Así, el contraste de la hipótesis nula de una raíz unitaria llevado a cabo sobre una serie GUR no rechazará en la inmensa mayoría de los casos la hipótesis nula. Los modelos $I(1,1^s)$ incluyen una raíz unitaria y

con las posibles segmentaciones en la media, se intenta aproximar las distorsiones que las tendencias lineales sufren en las series macroeconómicas.

El componente cíclico de variables como el PIB español suele tener comportamientos no lineales más sofisticados que los señalados para la tendencia, debido a la falta de simetría entre una recesión y una recuperación y en la posible presencia de ciclos límite. Este tipo de comportamientos, tal y como se ha discutido anteriormente, puede aproximarse mediante modelos TAR.

El objetivo de este trabajo es realizar un análisis univariante relativamente exhaustivo sobre el PIB español y está en línea con la gran cantidad de trabajos existentes en la literatura sobre el PIB de Estados Unidos. No se trata por tanto de un trabajo teórico, en el que se determinan, a partir de modelos económicos, las características tendenciales y cíclicas de variables macroeconómicas como el PIB. Es un trabajo empírico, basado en modelos de forma reducida –realmente en modelos de forma final- por lo que no incorpora una teoría concreta sobre los ciclos económicos, ni es posible discriminar entre teorías alternativas a partir de sus resultados. El trabajo se sitúa sobre un esquema bastante general como son los modelos TAR sobre series diferenciadas con medias segmentadas y, pretende demostrar, que este tipo de modelos son adecuados para representar las características del PIB español con estructuras que resultan más congruentes con ciertos requerimientos de la teoría económica como: (a) crecimiento estocástico y con cambios permanentes esporádicos e incertidumbre futura acotada, (b) asimetría en la evolución cíclica, etc.

El trabajo está organizado de la siguiente forma. Primero, se procede realizando un análisis centrado en las características tendenciales, utilizando modelos $I(d,m^s)$ y, fijados ciertos resultados en cuanto a la tendencia, se explora una modelización más flexible para el componente cíclico mediante modelos TAR autoprovocados. La especificación de la función que define el indicador en términos de los retardos, así como de los umbrales que determinan el número de regímenes no está resuelto en la literatura. Además, con la dimensión de las muestras disponibles no es de esperar que tal problema se resuelva de modo relativamente general. Cuando las mencionadas funciones son un retardo d de la variable endógena sí que existen en la literatura soluciones parciales para el procedimiento de identificación, véase Tsay (1989)³. Sin embargo, tal tipo de función es muy arbitrario y parece claro que la búsqueda de una función aceptable deberá

³Estas soluciones son parciales pues exigen que d sea inferior al orden autorregresivo que se supone que sigue la serie. Esto

realizarse a partir de información a priori, como se hace en T-T y P-P. En ese sentido, parece razonable establecer que si el modelo TAR intenta captar los diferentes regímenes de crecimiento en los ciclos económicos, éstos tengan que definirse en función de las características de crecimiento inmediatamente anteriores, básicamente: crecimiento negativo, acelerado o desacelerado. Así se procede en este artículo adaptando al caso español el trabajo de T-T. A diferencia del procedimiento de Tsay (1989) en el que las funciones que definen los regímenes se determinan estadísticamente, el procedimiento seguido en este trabajo se le denomina “basado en criterios económicos” o en criterios a priori. Del mismo modo, la determinación del número de regímenes en muestras con un número escaso de ciclos tiene que hacerse a priori en función de los datos y de la longitud de la muestra. Con todo ello, el procedimiento seguido no deja de ser arbitrario, en el mismo sentido que los trabajos anteriormente citados para el PIB de EEUU, pero sin duda con un fundamento en lo que pueden ser las características relevantes en los ciclos económicos. Los modelos TAR autoprovocados que se presentan son más generales que los modelos lineales, están mejor fundados que los modelos TAR a la Tsay y se ajustan mejor a los datos. Hacia el futuro, otros investigadores podrán intentar definir mejor los regímenes con sus respectivos umbrales y contrastar sus resultados con los que aquí se presentan. Así, se podrá entrar en una línea continua de progreso en la que cada vez se obtendrán mejores modelos no lineales capaces de explicar el PIB de la economía española. Ante la imposibilidad de partir de un modelo no-lineal general, esta estrategia resulta conveniente ya que cumple con el principio de comprensión (“encompassing principle”, véase por ejemplo Hendry y Mizon (1993)).

Los resultados obtenidos para el PIB español con modelos TAR, que también incluyen medias segmentadas en el crecimiento tendencial, permiten concluir que la primera crisis del petróleo tuvo un carácter excepcional, un auténtico cambio estructural, alterando considerablemente el crecimiento del PIB a largo plazo. En particular causó una caída permanente en su crecimiento medio anual en torno a dos puntos porcentuales. El resto de componentes determinísticos incorporados tienen efectos esporádicos y pueden asociarse al componente transitorio. La evolución dinámica del PIB español en términos reales puede caracterizarse por una secuencia alternante de tres fases - contracciones, recuperaciones con crecimiento acelerado y períodos de crecimiento moderado que tiende a amortiguarse -. Los modelos no lineales parecen proporcionar una conexión mejor con los requerimientos teóricos y

además pueden competir en predicción con los modelos lineales. Así, en este trabajo se demuestra que caracterizar los ciclos de actividad económica también resulta de utilidad en la predicción a corto plazo y medio plazo. El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección 2 se intenta distinguir entre el componente permanente y transitorio de la dinámica del PIB español. Esta primera aproximación, centrada sobre el problema tendencial, se realiza sobre modelos $I(d,m^s)$. En la sección 3 se aborda el problema cíclico mediante la estimación de modelos TAR. Finalmente, en la sección 4 se recogen las principales conclusiones.

2. Modelos lineales y modelos con segmentación tendencial

El comportamiento del PIB resulta ser compatible con procesos $I(1,1^s)$ y con procesos $I(2,0)$. El orden de integrabilidad de las series tiene importantes consecuencias teóricas sobre el largo plazo. No obstante, en la práctica, cuando se trabaja en pequeñas muestras, puede resultar imposible distinguir entre procesos $I(2,0)$ y $I(1,1^s)$, principio de equivalencia observacional, véase Blough (1992). Esta conclusión se fundamenta también en Cochrane (1991), Campbell y Perron (1991) y Granger (1993) entre otros. Para avanzar en esta cuestión se han realizado contrastes usuales de raíces unitarias, Dickey-Fuller aumentados incorporando siete retardos. Los resultados se presentan en el cuadro 1. En la columna I del mismo se muestra los resultados correspondientes a contrastar si la serie es $I(2)$ frente a la hipótesis alternativa de que es $I(1)^4$. Análogamente, los resultados del contraste de que la serie es $I(1)$ frente a que es estacionaria se encuentran en la columna II. La hipótesis de la segunda raíz unitaria sólo puede rechazarse para uno de los contrastes, encontrándose además en el límite de la significatividad del 95%.

| Cuadro 1. Contrastes de Dickey-Fuller aumentados para raíces unitarias incorporando siete retardos: Datos para el PIB (1970:1-1994:4) | | |
|---|------------|------------|
| | $lpib_t^1$ | $lpib_t^2$ |
| (i) Constante | -2.99* | -0.97 |
| (ii) Constante y Tendencia | -2.95 | -2.73 |
| (*), (**) Rechazo de la hipótesis nula al 5% y al 1% respectivamente, los valores críticos de los contrastes al 5% son -2.89 y -3.46 para (i) y (ii) respectivamente. | | |
| (1) Hipótesis nula del contraste: variable integrada de orden 2. | | |
| (2) Hipótesis nula del contraste: variable integrada de orden 1. | | |

⁴El proceso adecuado para contrastar la presencia de varias raíces unitarias ha sido objeto de discusión en la literatura. Dickey y Pantula (1987) sugieren que el proceso secuencial más idóneo para el contraste consiste en empezar por el mayor número de raíces unitarias que pudiesen estar presentes en teoría, (en la práctica esto implica suponer que la serie es $I(2)$), y entonces reducir el orden de diferenciación cada vez que la hipótesis nula es rechazada, continuando así hasta la primera vez que no lo sea.

No obstante, estos contrastes solamente son válidos, véase por ejemplo Campbell y Perron (1991) y Cochrane (1991), si se conocen los elementos determinísticos presentes en los datos. En consecuencia, si el crecimiento del PIB se caracteriza por tener medias segmentadas los contrastes anteriores no son correctos. Por ello conviene centrar la discusión sobre el PIB español en modelos $I(2,0)$, o bien $I(1,1)$ con o sin rupturas en su media. La situación más habitual en la práctica cuando se asume una representación a partir de tendencias segmentadas es suponer conocidos los instantes donde se producen los cambios de tendencia. En general, ese conocimiento no se tiene pero la presencia de dichos cambios se puede contrastar mediante métodos estadístico-econométricos⁵. En este trabajo se aplican técnicas paramétricas y no-paramétricas para determinar tanto la existencia de las rupturas, como su localización. La metodología Box-Jenkins con esquemas de intervención se emplea para completar el análisis. Para realizar el estudio se utiliza el total de la información disponible para esta serie, esto es a partir de 1970:1⁶.

En el gráfico 1 se representan la serie del log PIB, $\Delta \log \text{PIB}$ y $\Delta^2 \log \text{PIB}$ respectivamente. La serie log PIB está completamente dominada por su tendencia tal como refleja el gráfico. El análisis de la serie diferenciada muestra que la media no ha permanecido constante en toda la muestra, sino que presenta al menos un cambio brusco a principios del año 1974, consecuencia de la primera crisis del petróleo y fechada en Espasa (1984) en 1974:2. El crecimiento medio trimestral fue del 1.6% entre los años 1970-1974 y de apenas el 0.5% en el resto de la muestra. Este hecho parece indicar que el efecto de la primera crisis del petróleo ha supuesto una caída permanente en el crecimiento medio del PIB. El efecto de la segunda crisis del petróleo, fechada su inicio en Espasa (1984) en 1979:4, no parece ahora con una muestra más allá de 1982 tan importante, ni tampoco está claro que haya causado una caída permanente sobre el nivel medio de la serie. Por último, otra caída brusca se produce entre los años 1991-1992 y parece que su efecto ha sido también temporal pudiendo darse por finalizado a principios de 1994. Como conclusión, a partir del análisis gráfico se puede conjeturar la existencia de un cambio estructural importante, consecuencia de la primera crisis del petróleo que supuso una disminución permanente en la tasa

⁵En Bajo y Montero (1995) se supone la presencia de dos tendencias segmentadas para la variable renta real con fechas 1985:3 y 1991:4 respectivamente. Para el caso del PIB, Espasa (1984) encuentra dos rupturas y las relaciona con las dos crisis del petróleo. En este último caso se realiza un detallado estudio univariante, que concluye con un modelo ARMA con medias segmentadas como la mejor representación para la serie $\Delta \log \text{PIB}_t$.

⁶Para la determinación de cambios estructurales es necesario disponer de muestras largas, en particular la necesidad es más

de crecimiento del PIB y dos caídas de nivel, posiblemente de carácter transitorio como consecuencia de las dos crisis posteriores.

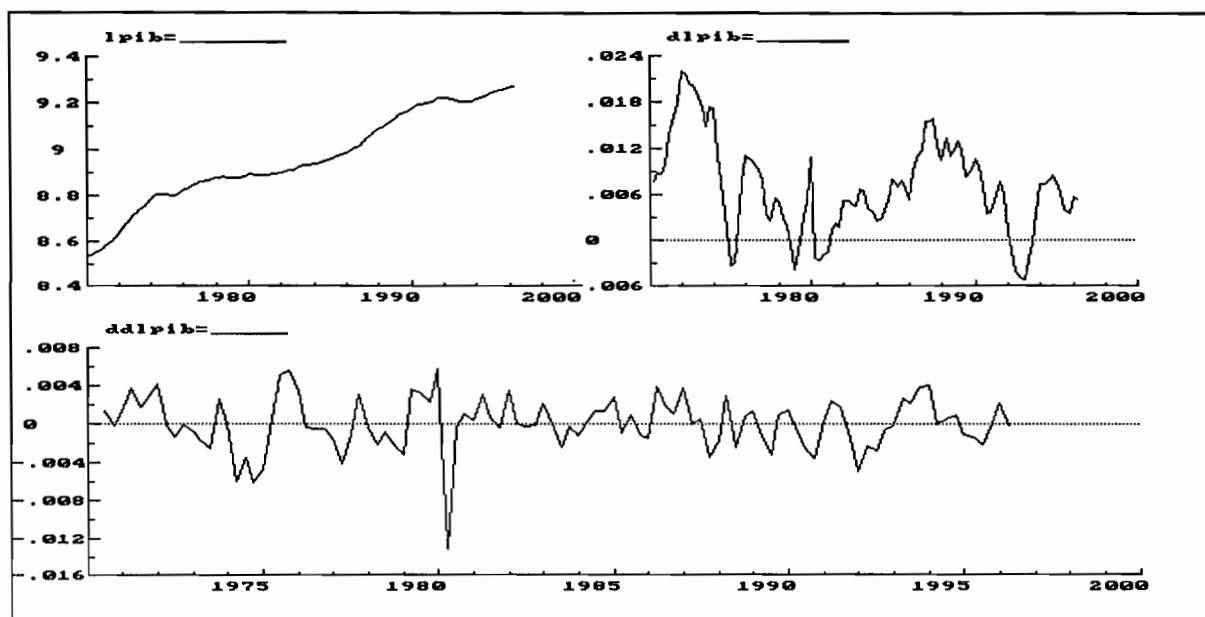


Gráfico 1. El PIB español en términos reales a precios de mercado. Serie en logaritmos (lpib) y sus primeras (dlpib) y segundas (ddlpib) diferencias.

Con el objetivo de analizar estas hipótesis, sobre todo la más importante relativa al número de cambios estructurales y su localización, se realizan dos contrastes, uno paramétrico planteado en Bai (1994), y otro no paramétrico sugerido por Delgado y Hidalgo (1996). El primer contraste considera un cambio en la media en un instante desconocido para un proceso lineal, y estima el punto de cambio por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Suponiendo el caso más simple donde la media μ_t del proceso $\{Y_t\}$ sólo toma dos valores diferentes, μ_1 antes del instante k_0 y μ_2 después de k_0 . El estimador MCO \hat{k} del punto de cambio k_0 se define como:

$$\hat{k} = \arg \min_k \left\{ \min_{\mu_1, \mu_2} \left\{ \sum_{t=1}^k (Y_t - \mu_1)^2 + \sum_{t=k+1}^T (Y_t - \mu_2)^2 \right\} \right\}$$

El estimador es obtenido minimizando la suma de cuadrados residuales entre todas las posibles particiones muestrales. Denotando a la media de las k primeras observaciones como \bar{Y}_k y la

media de las últimas $T-k$ observaciones por \bar{Y}_k^* , si el cambio en la media ocurre en k , entonces \bar{Y}_k e \bar{Y}_k^* son los estimadores MCO para μ_1 y μ_2 . La correspondiente suma de cuadrados residuales viene dada por

$$S^2_k = \left\{ \sum_{t=1}^k (Y_t - \bar{Y}_k)^2 + \sum_{t=k+1}^T (Y_t - \bar{Y}_k^*)^2 \right\}$$

y con $\hat{k} = \argmin_k (S^2_k)$ se define el estimador del cambio estructural como $\hat{\tau} = \hat{k} / T$. Los resultados obtenidos para el crecimiento trimestral del PIB concluyen la existencia de un cambio estructural en 1974:1, véase cuadro 2. Para estudiar la presencia de un segundo cambio estructural se ha utilizado una estrategia secuencial, es decir una vez eliminado el efecto del primer cambio se aplica nuevamente el contraste a la serie resultante, no evidenciándose rupturas adicionales.

En cuanto a la aplicación no paramétrica indicada muestra mayor flexibilidad para afrontar el problema de que el cambio estructural no sea único y, además, los cambios pueden asociarse con variaciones en el valor de uno o más regresores. En el supuesto de la existencia de dos cambios estructurales en los momentos T_0 y en T_1 , se supone que bajo H_0 el modelo está representado por:

$$\Delta \log PIB_t = g(\Delta \log PIB_{t-1}, \Delta \log PIB_{t-2}, \Delta \log PIB_{t-3}, t) + \beta_0 I(t \geq T_0) + \beta_1 I(t \geq T_1)$$

el procedimiento se basa en una estimación no paramétrica de T_0 y T_1 y en contrastar la significatividad de β_0 y β_1 . La estimación se realiza a partir de funciones de kernel y los resultados obtenidos deben mantenerse razonablemente estables ante las variaciones del parámetro de suavizado h ⁷. Este parámetro se define como $h = CT^{1/\alpha}$, donde C es una constante, T el número de observaciones y α es un parámetro que depende del número de regresores, véase Delgado y Hidalgo (1996) para una exposición detallada.

Los resultados obtenidos se recogen también en el cuadro 2 e indican la existencia un cambio estructural localizado entre el primer y segundo trimestre de 1974. La aplicación de estrategias secuenciales en el enfoque no paramétrico tampoco captan rupturas significativas adicionales, aunque apuntan la opción de fechar el inicio de la última crisis española entre el

⁷El parámetro de suavizado h tiene importancia adicional porque entre otras cosas determina la tasa de convergencia del

tercer y cuarto trimestre de 1991.

La aplicación de contrastes de detección de atípicos, aplicando una variante del método de Chen y Liu (1993) implantada en el programa TRAMO, detecta un cambio transitorio de nivel en 1980:1 muy significativo, y un cambio permanente de nivel en 1974:2 con una caída importante próxima al 0.42%⁸, confirmando los resultados obtenidos anteriormente.

Los contrastes anteriores permiten concluir con un cambio estructural pero no han proporcionado información relevante sobre la existencia de posibles cambios transitorios de nivel. Para profundizar en esta cuestión la metodología Box-Jenkins (1970) con análisis de intervención (Box y Tiao (1975)) puede ser útil. No obstante, presenta el inconveniente de que se debe tener cierto conocimiento a priori sobre la localización de los puntos de ruptura y del tipo de efecto. Particularmente en este caso, la información a priori señalaría el interés de estudiar las consecuencias de las otras dos crisis que han afectado a la serie del PIB, y que se discutieron brevemente en el análisis gráfico. La segunda crisis del petróleo que comenzó en 1979-1980 y la última crisis de la economía española que se inició a principios de los noventa. Se espera que la caída de la tasa de crecimiento en tales crisis se haya producido de forma rápida seguida de una fase de recuperación posiblemente algo más lenta. Este tipo de comportamientos puede representarse bien mediante variables de tipo escalón truncado e impulso con filtros ARMA, véase Espasa y Cancelo (1993) sección 2.6. Se han contrastado diferentes alternativas para fijar el inicio y el fin de las dos últimas crisis, estableciéndose como mejores opciones las fechas: 1980:2⁹-1981:4, 1991:4-1993:4 para el inicio y fin de ambas respectivamente. En conclusión, la reducción de la tasa de crecimiento medio en las tres crisis contempladas tiene en todas ellas un carácter brusco, permitiendo una aproximación satisfactoria mediante un cambio permanente en la media en el primer caso y mediante escalones truncados en los otros dos. Es importante señalar además, la presencia de un residuo atípico de tipo impulso en 1980:1 sin justificación aparente pero muy significativo, su existencia podría ser consecuencia de algún aspecto metodológico en la construcción de la serie.

estimador.

⁸Véase Gómez y Maravall (1996) para una detallada descripción del programa TRAMO.

⁹En Espasa (1984) se fecha el inicio de la segunda crisis del petróleo en 1979:4. Esta discrepancia de dos trimestres puede ser debida a la distinta serie utilizada, siendo además construida con distinta metodología. En su caso fue el PIB no agrario a coste de los factores construido en Rodríguez y Sanz (1982).

| Cuadro 2. Contrastes para detectar cambios estructurales, PIB español real a precios de mercado, 1970:1-1995:4. | | |
|--|----------------------|----------------------|
| | T₀ | T₁ |
| Contraste paramétrico de Bai | | |
| Fecha | 74:1 | 90:3 |
| Salto | -0.0103 | -0.0070 |
| p-valor | 0.018 | 0.644 |
| Contraste no paramétrico | | |
| C=0.4 | | |
| Fecha | 74:2 | 91:4 |
| Salto | -0.0171 | -0.0096 |
| p-valor | 0.053 | 0.944 |
| C=0.5 | | |
| Fecha | 74:2 | 91:4 |
| Salto | -0.0143 | -0.0046 |
| p-valor | 0.043 | 0.817 |
| C=0.6 | | |
| Fecha | 74:1 | 91:3 |
| Salto | -0.0139 | -0.0038 |
| p-valor | 0.036 | 0.800 |

Para continuar el estudio se ha estimado la función de autocorrelación y autocorrelación parcial de la serie $\Delta \log \text{PIB}_t$, y también de dicha serie corregida de los tres efectos determinísticos asociados a las crisis económicas mencionadas. Estos correlogramas se representan en el gráfico A.1 del apéndice. Se han utilizado los datos correspondientes a la Contabilidad Nacional Trimestral (CNT) publicada por el INE al dar por primera vez el dato correspondiente al cuarto trimestre de 1995, manteniéndose dicha muestra en la estimación de los modelos. No obstante en lo relativo a predicción, los datos que se considerarán como observados serán los últimos disponibles, en este caso los publicados en la CNT para el cuarto trimestre de 1996. El correlograma de la serie corregida indica la existencia de estructura, un esquema AR con alguna raíz positiva alta y varios ciclos, por tanto se necesitará de un orden AR largo, que ya se encuentra en Espasa (1984). Se ha obtenido un modelo ARMA (9,1) restringido, al que en lo sucesivo se le denominará modelo 1. Es de destacar la presencia de un par de raíces complejas con período de 26 trimestres y módulo 0.89, que indicarían una fuerte oscilación cíclica presente en los datos y de una periodicidad más amplia de lo que aparece para EEUU. En Espasa (1984) se encuentra también un ciclo de actividad en una muestra sobre el PIB no agrario a coste de los factores desde 1960 a 1982, aunque su periodicidad es menor, en torno a cuatro años. El parámetro correspondiente al retardo de orden nueve causante de este ciclo no es significativo a los niveles usuales de aceptación, si bien se encuentra próximo a la significatividad. Cuando se considera que no es significativo, entonces un modelo simplificado que podría representar

adecuadamente los datos con una precisión similar a la del modelo 1 es el esquema $ARMA(1,1)(1,0)_4$, al que se denomina modelo 2. En ningún caso se evidencian síntomas de mala especificación, señalando que la estructura determinística del modelo se mantiene muy estable respecto a la naturaleza del filtro ARMA elegido. Estos dos modelos se consideran satisfactorios para representar al PIB como un proceso $I(1,1^s)$, posteriormente se decidirá entre ambos sobre la base de su comportamiento en predicción. El crecimiento a largo plazo del PIB tras la primera crisis energética que se estima en estos dos modelos se sitúa en torno a un 2.7% anual.

Los modelos con dos diferencias, que en este caso implica considerar a la tasa de crecimiento del PIB como variable no estacionaria, tienen por construcción la característica de ser menos sensibles a cambios estructurales, en particular a los que afectan al valor de la media de largo plazo, véase Clements y Hendry (1997), pero con ellos se obtiene una caracterización de persistencia aleatoria en la tasa de crecimiento del PIB que, como se ha comentado en la introducción, puede resultar difícil de justificar desde la teoría. A efectos empíricos, en lo que se refiere a la modelización de la serie $\Delta^2 \log \text{PIB}$, una opción que representa razonablemente bien los datos es un $ARMA(0,1)(0,1)_4$, modelo 3. La varianza residual es superior a la obtenida para los modelos anteriores, derivándose por tanto un peor ajuste muestral.

Para comparar el comportamiento de los tres modelos en predicción se han estimado a partir de la muestra 1970:1-1993:4 mostrando en todos los casos buena especificación, y se han dejado el resto de observaciones disponibles, las comprendidas entre 1994:1-1996:4, para realizar predicciones en tiempo real. En los cuadros 3.1 y 3.2 se muestran los resultados en predicción con uno y cuatros períodos de antelación respectivamente para cada uno de los modelos estimados. Los resultados indican que los modelos continúan siendo estables en el período post-muestral. En resumen, se tiene que los datos muestran mejor ajuste con los modelos $I(1,1^s)$ que son estables post-muestralmente. Dentro de la clase $I(d,m^s)$ los modelos 1 y 2 presentan ajustes muestrales similares, marginalmente el ajuste del modelo 1 tiene menor varianza muestral en las dos muestras consideradas en la estimación. En la predicción con un periodo de antelación se obtienen también resultados similares. En la predicción a un horizonte mayor, cuatro periodos, el modelo 2 tiene mejor comportamiento y puede tomarse como modelo preferible en dicho sentido. No obstante, conviene resaltar la propiedad cíclica con una periodicidad alta, más de seis años, que se recoge en el modelo 1. Este tipo de periodicidades en muestras de poco más de veinte años se estiman necesariamente mal y, en consecuencia, los

modelos que las incluyen no son los que mejor predicen, pero ponen de manifiesto una posible característica de los datos que pueden resultar de gran interés en análisis cuantitativos distintos al de predicción. Con un modelo $I(1,1^s)$ se pueden explicar los resultados del modelo $I(2,0)$ - principio de comprensión ("encompassing")- en el sentido de que la segunda raíz de este último aproxima el efecto de las medias segmentadas y escalones truncados que hay en el primero. Con el modelo $I(1,1^s)$ se ha obtenido, que la tasa de crecimiento del PIB en la economía española sigue un modelo de media segmentada con un comportamiento estacionario y cíclico sobre la misma. La estructura de media segmentada admite la interpretación de que el crecimiento del PIB a largo plazo tiene naturaleza estocástica, pero las perturbaciones que cambian su valor de largo plazo sólo se producen de tanto en tanto. Además, la segmentación obtenida muestra que el nivel de crecimiento se ve afectado por cambios referidos a largo plazo (E74:2), y también por cambios transitorios que pueden ser referidos a la situación cíclica de la variable (E80:2-81:4 y E91:4-93:4), ambos aspectos pueden resultar apropiados para una interpretación económica de la evolución del PIB.

El crecimiento del PIB tiene una evolución cíclica evidente y es probable además que su comportamiento dinámico sea dependiente de la situación cíclica, resultando con ello un comportamiento asimétrico del PIB en las diferentes fases del ciclo. Este hecho no puede ser tenido en cuenta por un modelo lineal. Una clase de modelos no lineales capaces de representar este tipo de comportamientos son los modelos TAR, que se analizan en la siguiente sección.

Modelo 1

$$\Delta \log PIB_t = 0.0113 - 0.00465 E742_t + 0.00524 I801_t - 0.00488 E802:814_t - 0.00351 E914:934_t$$

(6.82) (-3.04) (4.24) (-3.29) (-2.87)

$$+ \frac{(1 + 0.46659 L)}{(4.32)} + \frac{(1 - 0.93174 L + 0.31880 L^4 - 0.25036 L^5 + 0.10500 L^9)}{a_t}$$

(-11.14) (2.71) (-2.26) (1.78)

$$\sigma = 0.0019026, D-W = 2.12, Q(16) = 9.42$$

Modelo 2

$$\Delta \log PIB_t = 0.01164 - 0.00507 E742_t + 0.005 I801_t - 0.00447 E802:814_t - 0.00357 E914:934_t$$

(6.49) (-3.34) (4.31) (-3.05) (-3.07)

$$+ \frac{(1 + 49104 L)}{(4.31)} + \frac{(1 - 0.84239 L)(1 + 0.32316 L^4)}{a_t}$$

(-15.02) (3.02)

$$\sigma = 0.0019171, D-W = 2.02, Q(16) = 9.92$$

Modelo 3

$$\Delta^2 \log PIB_t = -0.00701 I802_t + (1 + 0.60591 L)(1 - 0.27675 L^4) a_t$$

(-7.83) (6.64) (-2.74)

$$\sigma = 0.002205, D-W = 2.12, Q(16) = 12.95$$

Nota: Entre paréntesis aparecen los t-valores correspondientes a cada parámetro, mostrándose además los estadísticos de Durbin-Watson y Ljung-Box obtenidos para cada modelo. Las variables de intervención consideradas se definen como: E742_t=1 desde 1974:2 en adelante y cero para fechas anteriores; I801_t=1 en 1980:1 y cero en otro caso; E802:814_t=1 desde 1980:2 hasta 1981:4 y cero en el resto; E914:934_t=1 desde 1991:4 hasta 1993:4 y cero en otro caso; I802_t=1 en 1980:2 y cero en otro caso.

| Cuadro 3.1. Evaluación de Predicciones con un periodo de antelación (1994:1-1996:4). Datos correspondientes al $\Delta \log(\text{PIB})$ real a precios de mercado estimado con la muestra (1970:2-1993:4). | | | | |
|--|-----------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Fecha | Observado | Predicción Mod. 1 | Predicción Mod. 2 | Predicción Mod. 3 |
| 1994: I | 0.006076 | 0.006645 | 0.006780 | 0.003779 |
| II | 0.006928 | 0.005643 | 0.006846 | 0.006743 |
| III | 0.008286 | 0.007808 | 0.008703 | 0.006492 |
| IV | 0.008660 | 0.008671 | 0.005951 | 0.008715 |
| 1995: I | 0.007575 | 0.009479 | 0.005484 | 0.007642 |
| II | 0.006308 | 0.007389 | 0.008195 | 0.007012 |
| III | 0.004231 | 0.006030 | 0.005523 | 0.005264 |
| IV | 0.003507 | 0.003755 | 0.004300 | 0.003243 |
| 1996: I | 0.005898 | 0.003970 | 0.003024 | 0.003616 |
| II | 0.005863 | 0.007295 | 0.007962 | 0.007397 |
| III | 0.006110 | 0.005937 | 0.005436 | 0.005282 |
| IV | 0.007771 | 0.006474 | 0.006889 | 0.006629 |
| Desv. Típica fuera de muestra | | 0.001210 | 0.001181 | 0.001204 |
| Desv. Típica en muestra | | 0.001741 | 0.001807 | 0.002197 |

| Cuadro 3.2. Evaluación de Predicciones con cuatro periodos de antelación (1994:4-1996:4). Datos correspondientes al $\Delta \log(\text{PIB})$ real a precios de mercado estimado con la muestra (1970:2-1993:4). | | | | |
|---|-----------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Fecha | Observado | Predicción Mod. 1 | Predicción Mod. 2 | Predicción Mod. 3 |
| 1994: IV | 0.008660 | 0.00710 | 0.00530 | 0.00181 |
| 1995: I | 0.007575 | 0.00726 | 0.00547 | 0.00471 |
| II | 0.006308 | 0.00910 | 0.00669 | 0.00449 |
| III | 0.004231 | 0.00964 | 0.00578 | 0.00678 |
| IV | 0.003507 | 0.00951 | 0.00621 | 0.00638 |
| 1996: I | 0.005898 | 0.00783 | 0.00776 | 0.00621 |
| II | 0.005863 | 0.00693 | 0.00620 | 0.00518 |
| III | 0.006110 | 0.00600 | 0.00574 | 0.00377 |
| IV | 0.007771 | 0.00570 | 0.00547 | 0.00427 |
| \sqrt{ECM}^* | | 0.003071 | 0.001960 | 0.003188 |
| Desv. Típica en muestra | | 0.004556 | 0.004185 | 0.006356 |
| (*)ECM Error Cuadrático Medio | | | | |

3. Modelos no lineales TAR para el PIB en la economía española.

El interés por modelizar adecuadamente a nivel univariante el crecimiento trimestral del PIB se centra fundamentalmente en dos aspectos: uno con fines predictivos y otro con el objetivo de representar las principales características de su tasa de crecimiento. En cuanto al primer aspecto, hay que señalar que la predicción del PIB realmente de interés es la basada en modelos econométricos, pues a partir de ellos no sólo se puede obtener una predicción del PIB, sino

también cómo contribuyen a ella diferentes factores económicos, lo cual resulta de especial interés para la política económica. No obstante, el PIB es un agregado que recoge toda la actividad económica de un país y un modelo econométrico causal sobre él tiene que ser necesariamente multiecuacional y complejo, pues los factores determinantes de sus diferentes componentes son muy diversos. En consecuencia, sólo grandes instituciones son capaces de realizar inversiones amplias que acaben proporcionando modelos econométricos globales para el PIB de un país concreto. Incluso en tales casos, estos modelos pueden proporcionar estimaciones muy valiosas sobre determinadas características de una economía nacional, pero su desempeño predictivo puede no ser muy satisfactorio y no superar, en bastantes ocasiones, las predicciones obtenidas con modelos univariantes. Estos últimos son muy simples y baratos de construir en relación con los modelos econométricos sobre el PIB y, en consecuencia, la predicción univariante de esta variable se toma como un indicador de la precisión mínima que habitualmente debe lograr un modelo econométrico en sus predicciones. Por otra parte, muchos agentes pueden estar interesados en tener sus propias predicciones de referencia sobre el PIB y los modelos univariantes pueden ser un instrumento accesible y útil a tal fin. Sin embargo, en determinados momentos los modelos univariantes lineales sobre el PIB dan malas predicciones, por lo que para la utilización en predicción es conveniente sustituirlos por modelos que recojan las posibles rupturas tendenciales y características cíclicas comentadas en la sección anterior.

Un segundo aspecto de interés de los modelos univariantes es que facilitan una descripción sencilla de las características tendenciales, cíclicas y erráticas de la variable en cuestión. Pero para que tal descripción sea mínimamente aceptable, los modelos deben alejarse de la hipótesis lineal cuando los datos lo requieran. En la práctica econométrica está muy asentado que para construir un modelo se proceda de un esquema general a uno más particular para los datos en cuestión. Dicha práctica está ligada a la denominada metodología de la LSE y su fundamento estadístico puede encontrarse en textos como Anderson (1971). No obstante, toda esta orientación está concebida para universos supuestamente lineales, ya que en tal caso aproximar de partida un esquema general es relativamente factible. Cuando se contempla la posibilidad de universos no lineales, una aproximación aceptable del esquema general no es factible y entonces el procedimiento aconsejable es de lo particular (lineal) a lo general (algún tipo de esquema no-lineal). De modo, que detectando los fallos que estructuras lineales (particulares) tienen en los datos empleados se puede apreciar una dirección de progreso

específica (algún esquema no lineal), pero en absoluto general, que englobe la hipótesis de partida que resulta inadecuada. En este trabajo, procediendo de lo particular a lo general, se entra en un esquema no lineal – modelos TAR autoprovocados sobre series diferenciadas con medias segmentadas-. Este es suficientemente amplio para captar lo que se creen que son las principales características no lineales de la tendencia y componente cíclico del PIB, ya discutidas en la introducción.

Un modelo autorregresivo por umbrales (TAR) para una variable y_t , es un modelo autorregresivo en el que sus parámetros varían de acuerdo con los valores de una función, que se puede denominar indicador, sobre un número finito de retardos de una variable aleatoria z_t . En el caso general en que y_t y z_t sean variables diferentes se dice que el modelo TAR tiene provocación externa, y si $y_t = z_t$ que está autoprovocado (SETAR). Estos últimos modelos son los que se consideran en este trabajo. Normalmente la función indicador se restringe a que sea el retardo \underline{d} de la variable endógena, es decir $y_{t-\underline{d}}$. En tal caso, un modelo SETAR con l regímenes de ordenes autorregresivos k_1, k_2, \dots, k_l se puede representar como:

$$y_t = \Phi_0^{(h)} + \Phi_1^{(h)} y_{t-1} + \Phi_2^{(h)} y_{t-2} + \dots + \Phi_p^{(h)} y_{t-k} + \varepsilon_t^{(h)}, \quad \text{si } y_{t-\underline{d}} \in R^{(h)}, \quad h = 1, 2, \dots, l. \quad (1)$$

donde $R^{(1)}, \dots, R^{(l)}$ son subconjuntos de la línea real \mathbb{R}^1 que definen una partición en intervalos disjuntos $(-\infty, r_1], (r_1, r_2], \dots, (r_{l-1}, \infty)$, $R^{(1)}$ determina el intervalo $(-\infty, r_1]$ y $R^{(l)}$ el intervalo (r_{l-1}, ∞) . Cada $\{\varepsilon_t^{(h)}\}$ constituye un proceso ruido blanco, siendo todos ellos independientes entre sí y $k = \max(k_1, k_2, \dots, k_l)$. Este modelo se puede representar como SETAR(l, k_1, \dots, k_l), con r_1, r_2, \dots, r_{l-1} los parámetros umbrales y \underline{d} el retardo umbral.

Para resolver el problema de detectar los cambios de régimen que supone un modelo como (1) en cada umbral, se puede adoptar la idea de autorregresión tipificada de Tsay (1989). Si para un modelo como el descrito anteriormente se plantea la autorregresión clásica

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

ésta no será de utilidad ya que los coeficientes ϕ_i son distintos en cada régimen definido. Por otra parte, si en la matriz de observaciones

$$Y = \begin{pmatrix} y_{p+1} & y_p & y_{p-1} & \dots & y_1 \\ y_{p+2} & y_{p+1} & y_p & \dots & y_2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ y_T & y_{T-1} & y_{T-2} & \dots & y_{T-p} \end{pmatrix} = (y_t \ y_{t-1} \ \dots \ y_{t-p})$$

se ordenan las filas de acuerdo con los valores del vector umbral y_{t-d} de menor a mayor y se denomina $Y_{(t)}$ a la matriz resultante, tal que $Y_{(t)} = (y_{(t)} \ y_{(t)-1} \dots y_{(t)-p})$, entonces la regresión (2) expresada en forma vectorial

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

se puede formular también como

$$y_{(t)} = \phi_0 + \phi_1 y_{(t)-1} + \phi_2 y_{(t)-2} + \dots + \phi_p y_{(t)-p} + \varepsilon_{(t)} \quad (3)$$

A partir de las ecuaciones (2) y (3) se obtienen los mismos estimadores MCO cuando se utiliza toda la muestra para la estimación. Sin embargo, cuando se estima recursivamente se obtienen estimadores muy diferentes para ambas regresiones. La estimación recursiva en el modelo clásico (2) es siempre inconsistente. Sin embargo, si existen suficientes observaciones en el primer régimen, los estimadores de los parámetros de (3) para este régimen, $\phi_i^{(1)}$ para $i=1, \dots, p$, son consistentes. En este caso, los residuos de predicción son asintóticamente ruido blanco y ortogonales a los regresores. Por otra parte, para la primera observación en la que y_{t-d} excede el umbral r_1 , el residuo de predicción que se obtiene es sesgado porque el modelo ha cambiado. Entonces, la ortogonalidad entre los residuos de predicción y los regresores se destruye una vez que las autorregresiones recursivas alcanzan la observación para la que su variable umbral excede r_1 . Partiendo de esta idea, Tsay sugiere utilizar estos errores para realizar un contraste de no-linealidad basándose en un estadístico con distribución asintótica F. Para su realización se necesita la existencia de un umbral, pero no es necesario conocer su valor.

3.1 Modelos TAR especificados a partir de criterios estadísticos.

En lo que sigue se adoptará la estrategia de modelización diseñada por Tsay (1989) para especificar un modelo TAR para la tasa de crecimiento trimestral del PIB español. En primer lugar se realizará el contraste de no-linealidad comentado anteriormente, a partir de autorregresiones AR(5) tipificadas, análogas a las descritas anteriormente, para distintos valores de $d=1,2,3,4,5$. Para cada uno de estos valores, los datos se han clasificado de acuerdo al orden del valor correspondiente a $\Delta \log(\text{PIB}_{t-d})$. Los resultados obtenidos indican que se rechaza la hipótesis de linealidad para $d=4$ y $d=5$, véase la tabla 4. El valor crítico asociado a $d=4$ es superior, seleccionándose por tanto como variable umbral a $\Delta \log(\text{PIB}_{t-4})$.

Tabla 4. Contraste de no-linealidad por umbrales.

| | | | | | |
|---------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| d | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| F(p,d) | 1.00 | 1.37 | 1.21 | 4.34** | 3.20** |

(*),(**) denotan significatividad al 5% y 1% respectivamente.

Para determinar el número de posibles umbrales, y sus correspondientes valores, resultarán de utilidad los gráficos que representan los t-valores secuenciales de los distintos coeficientes autorregresivos en las autorregresiones tipificadas como (3), respecto a la variable umbral $\Delta \log(\text{PIB}_{t-4})$, tomándose un valor de p igual a 2^{10} . Los mayores cambios en la pendiente de estos t-valores sugieren cambios de régimen, véase Tsay (1989) para una detallada explicación sobre el interés de estos gráficos. Según se observa en el gráfico A.2 del apéndice, correspondiente al término independiente, podrían identificarse hasta tres regímenes distintos en el proceso, pudiendo localizarse dos umbrales, uno ligeramente inferior a 0.005 y otro en torno a 0.01, este último también se aprecia en los gráficos correspondientes a los retardos 1 y 2 (A.3-A.4). Cuando se consideran tres regímenes, aceptando el valor de 0.01 como umbral adicional, las estimaciones que se obtienen para los regímenes 2 y 3 son muy similares. Además, un análisis más formal en función del criterio de información de AIC permite abandonar la posibilidad de tres regímenes en favor de dos, fijándose un único umbral en el valor 0.004^{11} . El modelo TAR definitivo con 31 y 71 observaciones en cada uno de los regímenes seleccionados viene representado por:

$$\begin{cases} y_t = 0.002 + 1.060 y_{t-1} - 0.305 y_{t-2} - 0.0142 I802_t + a_{1t}, & \text{si } y_{t-4} < 0.004, \quad \sigma_1 = 0.0016 \\ & \text{si } y_{t-4} \geq 0.004, \quad \sigma_2 = 0.0021 \\ y_t = 0.0004 + 1.411 y_{t-1} - 0.481 y_{t-2} + a_{2t}, \end{cases}$$

donde $y_t = \Delta \log(PIB_t)$ y las desviaciones típicas de ambos regímenes se denotan por σ_1 y σ_2 , respectivamente. La desviación típica residual global del modelo es de 0.001977. En este caso el modelo es capaz de aproximar mejor la fuerte subida del primer trimestre de 1980, que fue analizada en el apartado 2.1, pero la brusca caída posterior tiene que ser intervenida mediante una variable artificial tipo impulso en el régimen I. El polinomio autorregresivo del primer

¹⁰Si se contempla un esquema AR más amplio de orden cinco los retardos 3, 4, y 5 no son significativos.

¹¹En Tong y Lim (1980) se describe detalladamente un proceso secuencial para la elección óptima para el valor de los umbrales a partir del criterio de AIC.

régimen tiene un par de raíces complejas, con período de 22 trimestres, indicando cierto comportamiento cíclico en el PIB en ese régimen. Por otra parte, el polinomio autorregresivo del segundo régimen tiene dos raíces reales sugiriendo que la economía tiende a decaer exponencialmente en el régimen II. Los residuos normalizados una vez que se han tenido en cuenta las distintas varianzas en cada una de las fases presentan un estadístico Box-Ljung $Q(10)=11.2$. La hipótesis de normalidad de los residuos es también validada según se recoge en los gráficos A.5 del apéndice. Sin embargo, el modelo evidencia serios síntomas de inestabilidad. Los parámetros de los términos independientes y el autorregresivo de orden dos de ambos regímenes son inestables. La primera crisis del petróleo podría ser la causa de la inestabilidad. Sin embargo, sólo las observaciones del régimen II están afectadas por este acontecimiento y una intervención tipo escalón a partir de 1974:2 no resuelve el problema de estabilidad. El nivel medio y la estructura dinámica siguen manteniéndose inestables, aunque el modelo del régimen II se estime omitiendo las doce primeras observaciones afectadas por este acontecimiento. En cuanto al régimen I, el retardo de orden dos sólo es significativo para la primera mitad de la muestra. Estas deficiencias parecen indicar que este modelo no ha captado adecuadamente el componente cíclico de la serie.

La interpretación del modelo anterior tampoco es convincente, en el sentido que al situarse la variable umbral lejana en el tiempo, un año, se pierde referencia de la situación en la que se encuentra el PIB cuando se da un cambio de régimen. El cambio de régimen en t se debe, por ejemplo, a que en $t-4$ el PIB registraba tasas de variación negativas (situación de recesión), pero en los trimestres intermedios tal situación ha podido cambiar, en cuyo caso, no sería correcto situar al PIB en el momento t dentro del primer régimen. Esto sugiere que los regímenes necesitan una definición más compleja que la empleada al implantar el procedimiento de Tsay. En particular, los regímenes tendrían que definirse a partir de ciertas funciones sobre los retardos de las tasas de crecimiento del PIB. Identificar tales funciones sin información a priori no es posible. En tal sentido parece razonable que dicha función recoja la situación cíclica del PIB en el periodo inmediatamente anterior, ya que la teoría económica no sólo señala que variables como el PIB tienen, en general, oscilaciones cíclicas, posiblemente asimétricas, sino que se deben a cambios o evoluciones importantes en las condiciones económicas generales que se acabarán reflejando en el pasado más inmediato de la variable, sobre todo si ésta se observa en periodos relativamente cortos de tiempo como son los trimestres. Es decir, de la teoría económica se

obtiene la orientación de que un modelo univariante sobre el PIB tendrá, muy probablemente, una estructura no lineal vinculada a su evolución cíclica. En el epígrafe siguiente se especifica un modelo con tales condiciones, por lo que se le denomina “basado en consideraciones económicas” o, si se prefiere, “basado en información a priori”.

3.2. Un modelo TAR basado en consideraciones económicas.

El procedimiento ideal para determinar los distintos regímenes vinculados a la evolución cíclica del PIB, podría basarse en los máximos y mínimos relevantes de la serie correspondiente a sus tasas de crecimiento trimestrales. Así, si éstos fuesen conocidos, podríamos diferenciar al menos las siguientes situaciones que pueden ser las más básicas: una fase de debilitamiento entre el máximo y cero, una fase de recesión entre cero y el mínimo, y una fase de recuperación-expansión entre el mínimo y el máximo. Además, podría ser relevante distinguir dentro de esta última, entre recuperación, observaciones entre el mínimo y cero, y expansión caracterizando a las observaciones comprendidas entre cero y el máximo. El problema de este enfoque es que los máximos y mínimos relevantes no se conocen, con lo que habría que estimarlos respecto al pasado y, lo que es más complejo, predecirlos respecto al futuro para cualquier ejercicio de previsión sobre el PIB que se quisiera hacer con ese modelo. La alternativa es establecer unos criterios de crecimiento negativo, crecimiento acelerado y desacelerado en función de los datos. Las opciones que se podrían plantear son las siguientes. La utilización de los datos contemporáneos permitiría garantizar la clasificación adecuada para cada observación. Sin embargo, eso presenta un problema de identificación debido a la simultaneidad de la determinación del régimen y el valor de sus parámetros. Otra posibilidad sería definir la situación en t como función de algún indicador adelantado. Esta opción es de gran interés, pero determinar un indicador de tales características para variables como el PIB trimestral español es realmente complejo, pues tal indicador tendrá que definirse sobre un número elevado de variables, no obstante queda como un tema pendiente para trabajos futuros. La solución que se ha adoptado ha sido definir la situación en t en función de información sobre el PIB conocida en $t-1$. Esta solución es similar a la seguida por otros autores en contextos diferentes. Por ejemplo Engle y Smith (1997) en la definición de sus modelos STOPBREAK, la operatividad o no en el momento t de una raíz unitaria en la parte de medias móviles del modelo univariante considerado depende de la innovación en $(t-1)$. Dichos autores reconocen el inconveniente que supone poder estar

detectando el régimen correspondiente con un periodo de retraso, pero son rotundos señalando que eso puede ser preferible que la sobreparametrización que puede suponer el empleo de un indicador adelantado que, como en general será el caso, dependa de muchas variables. En esta línea, T-T proponen incorporar en la definición de los distintos regímenes información sobre el crecimiento relativo del PIB hasta el periodo anterior. Estos autores proponen un modelo TAR para el crecimiento trimestral del PIB de EEUU considerando los cuatro regímenes siguientes:

- Régimen 1. $y_{t-1} \leq y_{t-2} \leq 0$ ¹². Este régimen denota en $t-1$ un período de recesión, es decir, con tasas de variación trimestral no positivas, que se mantienen en valores absolutos iguales o mayores que en el periodo anterior $t-2$.
- Régimen 2. $y_{t-1} > y_{t-2}$ con $y_{t-2} \leq 0$. La economía en $t-1$ está en recesión pero mejorando.
- Régimen 3. $y_{t-1} \leq y_{t-2}$ con $y_{t-2} > 0$. Este régimen corresponde a un período en el que la economía está creciendo de forma desacelerada.
- Régimen 4. $y_{t-1} > y_{t-2} > 0$. La economía está en un período de expansión o crecimiento acelerado.

A pesar del enorme atractivo de este modelo una réplica para la economía española no resulta recomendable. Por un lado, en este caso las observaciones correspondientes a los dos primeros regímenes son muy escasas, con cuatro y diez datos respectivamente. Por otro, hay demasiada alternancia entre los regímenes III y IV, que no parece vinculada a razones económicas, sino simplemente a la erraticidad con que se miden los datos. Además, dado que la muestra sólo está disponible a partir de 1970 y que se pierden algunas observaciones con la diferenciación de la serie y la clasificación de las primeras observaciones, considerar cuatro regímenes distintos parece excesivo con la información disponible. El interés se centra por tanto en proponer un modelo más parco en el número de regímenes, que muestre cierta continuidad entre los mismos y tenga sentido económico. La opción de trabajar con tres regímenes distintos podría ser suficiente para caracterizar los ciclos en el crecimiento del PIB español. Cuando se consideran tres regímenes, la caracterización que parece útil es la de: (I) régimen de recesión, (II) régimen de recuperación y crecimiento acelerado y (III) régimen de crecimiento desacelerado. La equivalencia entre estos tres regímenes y los de la definición anterior es clara en cuanto a que el

¹² $y_t = \Delta \log(\text{PIB}_t)$.

régimen 1 pertenece al de recesión (I), el régimen 4 al de recuperación y crecimiento acelerado (II) y el 3 al de crecimiento desacelerado (III), pero se plantea el problema de cómo asignar las observaciones del régimen II. Para resolverlo es necesario introducir un criterio de recuperación de modo que si no se supera se está en recesión (régimen I) y en caso contrario se está en el régimen II. Con ello, el crecimiento negativo en $t-1$ ha de ser asociado, en general, con recesión en t , pero también puede ser relevante la diferencia entre el crecimiento en los instantes $t-1$ y $t-2$. Así, si $y_{t-2} \geq 0$ con $y_{t-1} < 0$, entonces la observación t se incluirá, tal y como se ha señalado, en el régimen de recesión. Es también claro que si $y_{t-2} < 0$ con $y_{t-1} < y_{t-2}$, el régimen en t se clasificará como de recesión. Pero si ocurre que $y_{t-2} < 0$ con $0 > y_{t-1} > y_{t-2}$, la calificación de recesión en t dependerá de que la magnitud de la recuperación experimentada en $t-1$, sea o no insuficiente para determinar que en $t-2$ se produjo un mínimo relevante. Teniendo esto en cuenta para la definición de un régimen de recesión, se propone la siguiente familia de modelos TAR que dan una caracterización razonable del componente cíclico:

- Régimen I: $y_{t-1} < 0$ e $y_{t-1} < y_{t-2} + A$, con $A > 0$. Este régimen caracteriza una situación de recesión, en línea con lo discutido anteriormente. La idea es que $(0 > y_{t-1} \geq y_{t-2} + A)$ sea un suceso poco probable si la observación $t-1$ está realmente asociada a recesión.
- Régimen II: $0 \leq y_{t-1} < (y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} + y_{t-5})/4$, con $y_{t-2} > 0$ ¹³. En esta fase la economía está creciendo, pero desacelerándose. La diferencia entre esta definición y la que proponen Tiao y Tsay (1994) radica en la introducción de una media móvil, con lo que se fija de forma más estable el valor con el que hay que comparar la tasa de crecimiento en $t-1$. Con esta modificación se evitan cambios irregulares de régimen sin justificación aparente.
- Régimen III: En caso contrario. Este régimen se corresponde con un período donde la economía está en $t-1$ en una fase de crecimiento acelerado o encontrándose en recesión está cambiando a mejor, al menos se ha producido una recuperación de magnitud A . Aunque el régimen III parece obtenido por descarte y no presenta una expresión matemática simple, puede comprobarse que está bien definido y todas las observaciones pertenecientes al mismo se corresponden con períodos de inicios de recuperaciones o de expansión económica.

En la especificación de este modelo quedaría por discutir el valor adecuado de A . Se

¹³Dada la importancia que tiene el valor cero en la definición, a efectos empíricos debido a la erraticidad de los datos, se permitirá un nivel de tolerancia de (-10^{-4}) . Esto implicará que se empezarán a considerar tasas de crecimiento negativas por debajo de este valor.

podría esperar a priori que A no fuese muy elevado. Dado que existen pocas observaciones de recesión parece difícil estimar A de forma fiable. No obstante, podría escogerse como valor de A el que proporciona mejor ajuste. En efecto, dado que existe un rango estrecho de valores de A que determinen distintas clasificaciones de los datos, véase cuadro A1 del apéndice, en principio resulta sugerente elegir a aquel valor que proporciona un mejor ajuste. Otra opción es fijar a priori un valor de A en una cantidad tal que sea razonable pensar que en $t-2$ se produjo un mínimo relevante. Los resultados que se obtienen con la aplicación de las dos estrategias propuestas en la determinación de A se muestran a continuación.

(i) A se obtiene a partir de un criterio de ajuste.

Tanteando con distintos valores de A , el mejor ajuste se obtiene con $0 \leq A < 0.0003$, con lo que dado el despreciable rango de valores posibles, puede considerarse el valor de $A=0$ como la solución del problema de estimación. Cuando A toma el valor cero el modelo se simplifica ligeramente en su definición resultando:

- Régimen I: $y_{t-1} < 0$, con $y_{t-2} > y_{t-1}$.
- Régimen II: $0 \leq y_{t-1} < (y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} + y_{t-5})/4$, con $y_{t-2} > 0$.
- Régimen III: En caso contrario.

Con la aplicación del criterio de ajuste en la determinación de A se obtiene que, siendo y_{t-1} negativo, con cualquier variación al alza de y_{t-1} sobre y_{t-2} , por pequeña e insignificante que sea, ha concluido la recesión. Pero dada la estructura aleatoria de los datos, la probabilidad de que en medio de una racha de valores negativos aleatorios de la variable y_t sin una recuperación significativa en dichos valores –racha que definiría en toda su duración claramente un periodo recesivo– se cumpla que $\{y_{t-1} \geq y_{t-2}\}$ es elevada y no se le debe asignar la interpretación económica de que se ha producido un cambio de régimen, conclusión que se confirmaría con las observaciones (aleatorias) negativas posteriores dentro de la racha mencionada. Es decir, con el criterio de ajuste para determinar A y con los datos disponibles sobre el PIB se obtiene que de una recesión se sale necesariamente más o menos pronto, por el mero azar, sin que sean la dinámica del sistema o la aparición de un impacto positivo cualificado los factores que determinen el cambio de régimen. La definición de los regímenes con este valor de A , que se

representan en el gráfico 2, ha de considerarse poco apropiada. El criterio de mejor ajuste ha llevado a un valor de A muy próximo a cero, por un problema de insuficiencia de tamaño muestral. Con tan pocas observaciones en los periodos de recesión se obtiene el mejor ajuste con un valor casi nulo de A. Así, observaciones como 1975:3, 1981:1-2 y 1993:4 se califican como pertenecientes a un régimen de expansión mientras que con información exclusiva de su pasado no hay base para ello, compárense gráficos 2 y 3. Este problema de obtener estimaciones inadecuadas de A con muestras tan pequeñas para dicho fin, pone de manifiesto el interés que tiene investigar la posibilidad de definir los regímenes cíclicos en función de indicadores adelantados.

El modelo TAR que se obtiene con la clasificación mencionada, $A=0$, es¹⁴:

$$\begin{cases} y_t = -0.0031 + 0.15y_{t-1} + a_{1t} \quad (\sigma_1 = 0.0016) \text{ Régimen I} \\ \quad \quad \quad (-2.19) \quad (0.38) \\ y_t = 0.89y_{t-1} + a_{2t} \quad (\sigma_2 = 0.0023) \text{ Régimen II} \\ \quad \quad \quad (22.77) \\ y_t = 0.0011 + 1.40y_{t-1} - 0.64y_{t-2} + 0.23y_{t-3} \\ \quad \quad \quad (2.44) \quad (9.62) \quad (-3.16) \quad (1.64) \\ \quad - 0.25y_{t-4} + 0.18y_{t-5} - 0.015I802_t + a_{3t} \quad (\sigma_3 = 0.0017) \text{ Régimen III} \\ \quad \quad \quad (-2.05) \quad (2.21) \quad (-9.57) \end{cases}$$

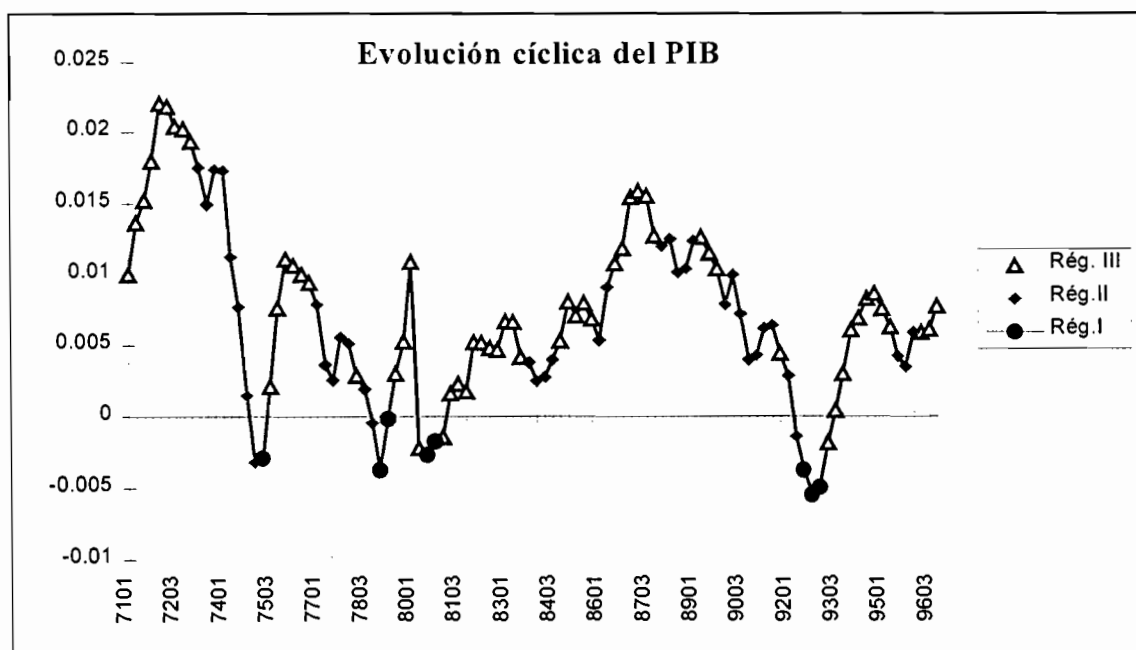


Gráfico 2. Evolución del crecimiento trimestral del PIB a partir de los tres regímenes definidos. Modelo con $A=0$.

¹⁴Entre paréntesis aparecen los t-valores correspondientes a cada parámetro.

El número de observaciones en cada régimen son 8, 40 y 54 respectivamente, véase gráfico 2¹⁵. La observación correspondiente a 1980:2, perteneciente al régimen III, se tiene que intervenir mediante una variable de tipo impulso sobre la variable y_t . En este caso el modelo TAR también es capaz de aproximar mejor la fuerte subida de 1980:1, pero la brusca caída posterior tiene un carácter extraordinario y resulta poco creíble. Una vez solucionada esta situación, el modelo no muestra indicios de mala especificación mostrando un estadístico Box-Ljung $Q(10)=8.6$ y residuos aproximadamente normales.

El modelo para y_t muestra un comportamiento muy distinto en cada uno de los regímenes. En el régimen III el crecimiento trimestral del PIB sigue un proceso AR(5) estacionario con cuatro raíces complejas, indicando un comportamiento cíclico. Los períodos asociados a cada par de raíces complejas son 6.20 y 8.96 trimestres respectivamente. El crecimiento medio en este régimen para el PIB se sitúa en torno a un 5.5% por año. El modelo del régimen II no tiene el término constante significativo a los niveles usuales del 5%, no obstante tiende a tener una media condicional positiva en esta fase, dado que las observaciones correspondientes al régimen II vienen siguiendo a observaciones que proceden del régimen III. Es importante señalar la mayor varianza que se encuentra en el régimen II, indicando un comportamiento heterocedástico del PIB en función de que se encuentre en una fase de crecimiento acelerado o desacelerado. La interpretación económica de este modelo es convincente, siendo capaz de explicar distintos crecimientos medios en distintas fases del ciclo. La fase de contracción está caracterizada por un crecimiento medio negativo con una estructura dinámica, que con la muestra empleada no resulta ser estadísticamente significativa según los criterios usuales. En cualquier caso, esa dinámica lleva a mantener tasas de variación negativas. En la fase de recuperación-expansión el PIB muestra mayor riqueza dinámica que genera importantes oscilaciones y tiene un crecimiento trimestral medio elevado en torno al 1.38%. En la fase de debilitamiento el crecimiento trimestral medio condicional decae exponencialmente a una tasa del 11% hacia cero. El efecto en la media de la tasa de crecimiento del PIB por pasar del régimen de desaceleración al de recesión es menor que en el caso de EEUU.

Una cuestión importante queda todavía por discutir, el alto crecimiento medio interanual del 5.5% que muestra el modelo en el Régimen III puede ser excesivo. Este hecho pudiera deberse a las elevadas tasas de crecimiento ocurridas a principios de los setenta. El efecto de un

¹⁵Las diez observaciones que pertenecían al régimen 2 según la definición de T-T se encuentran ahora el régimen III.

posible cambio tendencial producido por la primera crisis del petróleo no se ha tenido en cuenta. De no existir cambio tendencial, el modelo debería mostrar estabilidad durante esa crisis, en particular en las observaciones próximas a 1974:2 que es donde se ha fechado la misma según se discutió en el apartado anterior. Los regímenes con observaciones anteriores a esta fecha son el II y III, por lo que son los principales afectados, especialmente el III, ya que el segundo no tiene media significativa. Una evaluación a partir del contraste de Chow permite comprobar indicios de inestabilidad, rechazándose la hipótesis de parámetros constantes para el modelo en el régimen III, véase la tabla 5¹⁶. El modelo requiere una intervención tipo escalón a partir de 1974:2 para conseguir estabilidad, ninguna otra intervención es necesaria manteniéndose notablemente estable. Además, cuando éste se estima omitiendo las seis primeras observaciones no afectadas por la crisis, el modelo obtenido para el régimen III es el mismo que se obtiene cuando se estima con la muestra completa una vez realizada la intervención. El modelo final teniendo en cuenta el efecto de la primera crisis del petróleo, una vez que se ha corregido la situación atípica correspondiente a 1980:2, queda establecido como:

$$\left\{ \begin{array}{l} y_t = -0.003 + 0.15 y_{t-1} + a_{1t} \quad (\sigma_1 = 0.0016) \text{ Régimen I} \\ \quad \quad \quad (-2.19) \quad (0.38) \\ y_t = 0.89 y_{t-1} + a_{2t} \quad (\sigma_2 = 0.0023) \text{ Régimen II} \\ \quad \quad \quad (22.77) \\ y_t = 0.004 - 0.0026 E742_t + 1.25 y_{t-1} - 0.57 y_{t-2} \\ \quad \quad \quad (3.90) \quad (-3.20) \quad (9.79) \quad (-3.37) \\ \quad + 0.23 y_{t-3} - 0.22 y_{t-4} + 0.13 y_{t-5} - 0.0146 I802_t + a_{3t} \quad (\sigma_3 = 0.0014) \text{ Régimen III} \\ \quad \quad \quad (1.66) \quad (-2.11) \quad (2.08) \quad (-8.52) \end{array} \right.$$

donde $E74:2_t$ es una variable tipo escalón que empieza en el primer dato del régimen III inmediatamente posterior a 1974:2, ya que esta fecha tiene asociado un régimen II. La desviación típica residual global del modelo final es 0.00184. El modelo TAR estimado presenta residuos aproximadamente normales e independientes tal y como muestran los gráficos A.6 del apéndice. Sobre la base de los resultados se confirma el carácter excepcional de la crisis del petróleo, que alteró el crecimiento a largo plazo del PIB disminuyéndolo considerablemente, suponiendo un importante cambio estructural. No obstante, la magnitud del efecto en este régimen puede aparecer sesgado al disponer únicamente de 7 observaciones anteriores a la crisis. El crecimiento medio en el régimen III es de un 3.15% anual a partir de 1974:2, una vez que se ha tenido en

¹⁶En el régimen II el modelo se muestra satisfactoriamente estable en toda la muestra. Una intervención equivalente a la establecida para el régimen III no resulta significativa en áquel.

cuenta el efecto de la crisis.

| Tabla 5. Contrastes recursivos de Chow (1960) hacia atrás para las seis primeras observaciones del régimen III anteriores a 1974:2. | | | | | | |
|--|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| T | 6 | 5 | 4 | 3 | 2 | 1 |
| Modelo sin tener en cuenta la 1ª crisis del petróleo | 2.14 | 0.43 | 0.04 | 7.25** | 2.70 | 0.34 |
| Modelo considerando un cambio permanente en la media | 0.00 | 0.16 | 0.30 | 2.78 | 0.45 | 0.68 |
| Distrib. de los estadísticos | F(1,41) | F(1,42) | F(1,43) | F(1,44) | F(1,45) | F(1,46) |
| Nota: Los contrastes se basan en un estadístico $F(1,t-k-1) = \frac{(RSS_t - RSS_{t-1})(t-k-1)}{RSS_{t-1}}$. Donde RSS_t denota a la suma de residuos al cuadrado con t observaciones y k es el número de regresores. La hipótesis nula del contraste es parámetros constantes. | | | | | | |

(ii) El valor de A se fija a priori.

Habiendo visto los inconvenientes de estimar A cuando el número de observaciones afectadas por su valor es muy pequeño, es recomendable poner la atención en un modelo que fije el valor de A de antemano en una magnitud, ciertamente mayor que cero, que permita con mayor fiabilidad establecer que cuando se cumpla que $\{0 > y_{t-1} > y_{t-2} + A\}$ se ha producido un punto de giro en la recesión. Suponiendo que y_{t-1} e y_{t-2} pertenecen al régimen I se tiene

$$p(0 > y_{t-1} > y_{t-2} + A) < p(y_{t-1} > y_{t-2} + A) = p(\Delta y_{t-1} > A)$$

Dada la desviación estándar residual del régimen I estimada en el modelo anterior en 0.0016 con un valor de $A=0.0020$, la probabilidad de que permaneciendo realmente en recesión se cumpla $p(0 > y_{t-1} > y_{t-2} + A)$ es inferior al 10%. Puede tomarse, por tanto, como razonable dicho valor de A. La determinación de los regímenes con este nuevo criterio se representa en el gráfico 3. Realizada la clasificación de los datos muestrales con el valor $A=0.0020$ se observa que la clasificación no cambia para cualquier valor de A en el intervalo $[0.00094, 0.0031)$. Además, con $A \geq 0.0031$ sólo cambia la clasificación de una observación, 1993:2, que pasa del régimen III ($A=0.0020$) al régimen I ($A \geq 0.0031$). Es decir, para determinar el régimen en el momento t condicional a la información hasta (t-1) no parece que exista información suficiente, en la muestra, para distinguir cuando una tasa de variación negativa en (t-1) está ya indicando una recuperación.

Con $0.00094 \leq A < 0.0031$ se estima el siguiente modelo:

$$\left\{ \begin{array}{l} y_t = -0.0011 + 0.33y_{t-1} + a_{1t}, \quad (\sigma_1 = 0.0024) \quad \text{Régimen I} \\ y_t = 0.89y_{t-1} + a_{2t}, \quad (\sigma_2 = 0.0023) \quad \text{Régimen II} \\ y_t = 0.0034 - 0.0023E742_t + 1.31y_{t-1} - 0.55y_{t-2} \\ \quad + 0.24y_{t-3} - 0.32y_{t-4} + 0.18y_{t-5} - 0.0150I802_t + a_{3t}, \quad (\sigma_3 = 0.001564) \quad \text{Régimen III} \end{array} \right.$$

El modelo que se ha obtenido es similar al anterior, si bien en este caso la media del régimen I no es estadísticamente significativa, reflejando lo mal que se estima este régimen sobre el que se tienen muy pocas observaciones. Obsérvese que en el modelo considerado la estimación deficiente de un régimen no contamina la estimación de los otros, pero este resultado alerta de lo cuidadoso que se debe ser al emplear modelos TAR con restricciones entre regímenes como en el caso de P-P. El régimen II no se ve alterado porque no cambia su definición y el régimen 3 tampoco varía significativamente, su dinámica viene representada por un AR(5) con dos pares de raíces complejas de periodos asociados 6.21 y 9.65 trimestres. El ajuste obtenido es ligeramente inferior obteniéndose una desviación típica global de 0.00210. La dinámica estimada para el régimen I no es tampoco en este caso capaz de sacar al sistema de una recesión, la salida ha de producirse mediante una innovación.

En este modelo cuatro de las observaciones que se clasificaron anteriormente en el régimen III ahora se asignan al régimen I. Como puede observarse en el gráfico 3, tres de estas observaciones que ahora se clasifican en recesión corresponden *a posteriori* -conocido y_t - claramente a periodos de recuperación. El modelo con $A=0$ es empíricamente mejor porque determina de forma más correcta los máximos y los mínimos relevantes de la serie, ya que coinciden en mayor medida con la elección que de los mismos se podría hacer *a posteriori*. No obstante, es importante reiterar que el coste de un mejor ajuste se paga con una definición poco apropiada del régimen de recesión, que sólo con información pasada de la variable no puede justificarse. Por otro lado, el resultado evidencia que con el apoyo de información adicional, indicadores adelantados, quizás podría apoyarse la clasificación de las observaciones obtenida con $A=0$. Si esto fuese cierto la estimación obtenida con $A=0$ resultaría ser más fiable que la obtenida con $A=0.0020$.

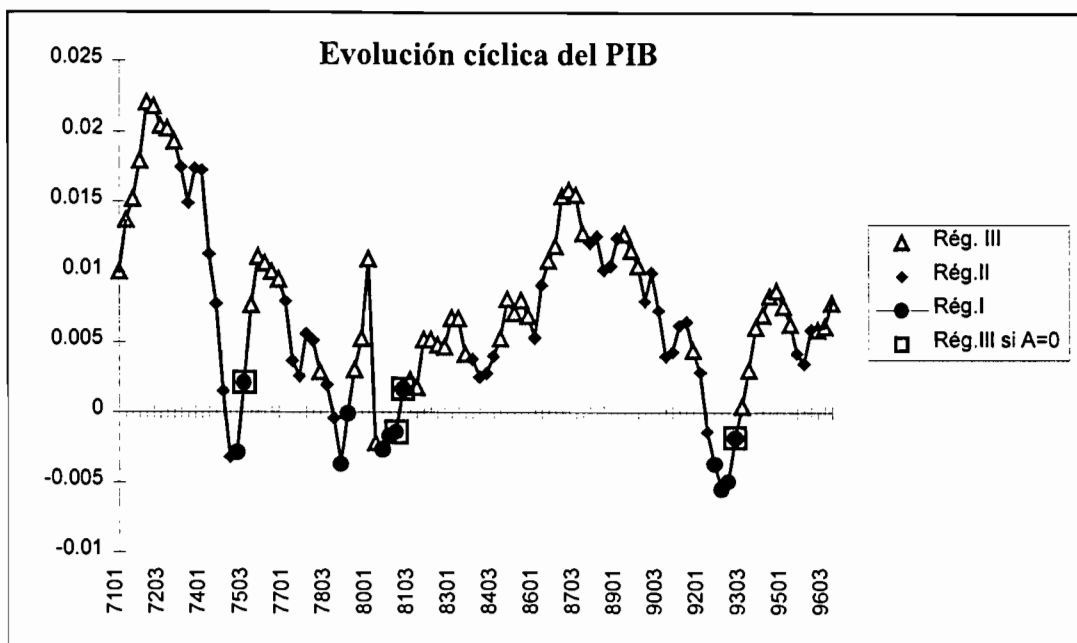


Gráfico 3. Evolución del crecimiento trimestral del PIB a partir de los regímenes definidos. Modelo con $A=0.002$.

El comportamiento en predicción de los dos modelos no lineales estimados puede seguirse en los cuadros 6.1 y 6.2. Las predicciones con 4 periodos de antelación para el modelo TAR con tres regímenes se han obtenido de dos formas. Por un lado, a partir de una única realización, lo que se corresponde con predicciones clásicas y, por otro, mediante la realización de 1000 simulaciones en cada periodo. El valor medio de estas 1000 simulaciones se considera como la predicción¹⁷. Dada la poca diferencia entre las predicciones realizadas por los modelos con $A=0$ y $A=0.0020$, en el cuadro 6.2 se han omitido las realizadas con el primero de ellos. En cuanto al modelo TAR con dos regímenes, la estrategia de simulación no parece necesaria ya que no existe incertidumbre adicional sobre el régimen a este horizonte. Los modelos TAR pueden competir con los modelos $I(1,1^s)$ e $I(2,0)$ en predicción. En particular el modelo TAR con tres regímenes muestra muy buenas propiedades tanto a corto como a medio plazo, incluso mejorando la predicción que se obtiene con las formulaciones lineales. La modelización no lineal propuesta es capaz de dar una explicación de la evolución futura del PIB sobre la base de la alternancia de fases cíclicas, dando una caracterización de lo que pueden ser los ciclos de actividad para la economía española. Además, se ha mostrado que tanto el crecimiento medio como la estructura dinámica son dependientes de la fase cíclica, independientemente del criterio que se siga en la determinación de los distintos regímenes.

¹⁷Véase Clements y Smith (1997) para una evaluación de los distintos métodos de predicción para modelos SETAR.

| Cuadro 6.1. Evaluación de Predicciones con 1 período de antelación (1994:4-1996:4). Los modelos no lineales se han estimado con la muestra (1970:2-1993:4). | | | | |
|--|------------------|-----------------------|--------------------------------|------------------------------------|
| Fecha | Observado | Predic. TAR(2) | Predic. TAR(3), A=0 | Predic. TAR(3), A=0.002 |
| 1994: I | 0.006076 | 0.00447 | 0.00489 | 0.00548 |
| II | 0.006928 | 0.00722 | 0.00711 | 0.00739 |
| III | 0.008286 | 0.00750 | 0.00695 | 0.00722 |
| IV | 0.008660 | 0.00868 | 0.00858 | 0.00878 |
| 1995: I | 0.007575 | 0.00867 | 0.00815 | 0.00788 |
| II | 0.006308 | 0.00692 | 0.00711 | 0.00693 |
| III | 0.004231 | 0.00565 | 0.00518 | 0.00562 |
| IV | 0.003507 | 0.00331 | 0.00326 | 0.00377 |
| 1996: I | 0.005898 | 0.00330 | 0.00258 | 0.00312 |
| II | 0.005863 | 0.00703 | 0.00735 | 0.00696 |
| III | 0.006110 | 0.00583 | 0.00607 | 0.00602 |
| IV | 0.007771 | 0.00669 | 0.00683 | 0.00706 |
| Desv. Típica fuera de muestra | | 0.001119 | 0.001197 | 0.00106 |
| Desv. Típica en muestra | | 0.001977 | 0.001812 | 0.00210 |
| (.)Número de regímenes | | | | |

| Cuadro 6.2. Evaluación de Predicciones con 4 períodos de antelación (1994:4-1996:4). Los modelos no lineales se han estimado con la muestra (1970:2-1993:4). | | | | |
|---|------------------|-----------------------|------------------------------------|-------------------------------------|
| Fecha | Observado | Predic. TAR(2) | Predic. TAR(3), A=0.002 | Predic*. TAR(3), A=0.002 |
| 1994: IV | 0.008660 | 0.00778 | 0.00722 | 0.00609 |
| 1995: I | 0.007575 | 0.00823 | 0.00730 | 0.00690 |
| II | 0.006308 | 0.00770 | 0.00600 | 0.00704 |
| III | 0.004231 | 0.00813 | 0.00665 | 0.00652 |
| IV | 0.003507 | 0.00800 | 0.00581 | 0.00535 |
| 1996: I | 0.005898 | 0.00612 | 0.00489 | 0.00370 |
| II | 0.005863 | 0.00519 | 0.00396 | 0.00391 |
| III | 0.006110 | 0.00333 | 0.00271 | 0.00453 |
| IV | 0.007771 | 0.00477 | 0.00222 | 0.00536 |
| \sqrt{ECM} | | 0.002469 | 0.002510 | 0.001900 |
| ()Número de regímenes | | | | |
| * Obtenido por simulación | | | | |

Los resultados anteriores indican que el PIB español puede representarse mediante un modelo univariante, que recoge comportamientos no lineales en la tendencia y en el componente cíclico. En el primer caso, se trata de un truncamiento permanente en la media de la tasa de

crecimiento con ocasión de la primera crisis energética. En el segundo, de niveles medios, dependencia dinámica y varianza residual diferentes según las tres fases cíclicas especificadas. La estimación del modelo no lineal se enfrenta con el inconveniente de que existen muy pocas observaciones correspondientes a una etapa de recesión que, independientemente de la definición precisa que se adopte, están relacionadas con tasas de variación negativas. En consecuencia, los parámetros del modelo en dicho régimen, incluido el parámetro A empleado en su definición se estiman mal. A pesar de ello, de las estimaciones obtenidas con el modelo TAR con tres regímenes, independientemente del valor considerado para A , se desprenden características de interés para el PIB español. En primer lugar, los ciclos no son simétricos. Las desaceleraciones son suaves, mientras que las recuperaciones son oscilantes con una dinámica realmente compleja. Segundo, las innovaciones del PIB no son homocedásticas, encontrándose menor varianza en las recuperaciones. Este hecho implica que los residuos obtenidos para los modelos $I(1,1^s)$ son heterocedásticos. En efecto, cuando estos errores se clasifican por regímenes, siguiendo los criterios propuestos para $A=0$ y $A=0.0020$, la hipótesis de igualdad de varianzas en los regímenes II y III puede rechazarse al 99% y 95% para $A=0$ y $A=0.002$ respectivamente. Tercero, las desaceleraciones tienden a una situación de crecimiento nulo por lo que en las recesiones no se entra por la dinámica del sistema sino por una perturbación negativa. Cuarto, en la fase de recesión no existe una dinámica que favorezca la salida de la misma, como ocurre para EEUU en T-T. Así pues, la salida sólo se produce cuando aparecen innovaciones positivas cualificadas. Conviene señalar que definiendo el régimen de recesión con un valor de A , por ejemplo, igual a 0.0020, se está imponiendo el criterio de incumplimiento de cierta recuperación para que el sistema se mantenga en recesión. Con la estimación para $A=0.0020$ (igualmente ocurre con $A=0$), se tiene que en recesión no existe dinámica que agrave permanentemente una perturbación negativa, con lo que tras una perturbación suficientemente negativa el sistema, con la definición empleada, saldría siempre de la recesión. Esta salida se produce por el hecho de que si $y_{t,2}$ es muy negativa $y_{t,1}$ cumplirá con el criterio de recuperación que situaría al sistema en el momento t fuera del régimen de recesión. Esta conclusión no conviene confundirla con el efecto de equilibrador intrínseco del sistema que encuentra Potter (1995) y también aparece en T-T, por el que la dinámica del sistema en las fases de recesión lleva a que se salga siempre de ella. El resultado mencionado para el modelo sobre el PIB español no se debe a la dinámica del sistema sino a la fijación de los valores umbrales utilizados en su definición. Así, con $A=0$ el sistema se

caracteriza por salir antes de las recesiones que con un valor positivo de A . Sin embargo, el escaso número de observaciones en recesión no permite estimar A de forma fiable. Los resultados anteriores indican que la dinámica del régimen II no lleva a tasas de variación negativas del PIB (condición generalmente asociada a las recesiones), y la dinámica del régimen I mantiene al sistema en tasas negativas sin recuperación (condición con frecuencia asociada a las recesiones). Es, por tanto, completamente válida la conclusión de que en los modelos no lineales estimados sobre el PIB español no existe una dinámica interna que introduzca o saque al sistema de una recesión. En este sentido existe una separación entre los regímenes de este modelo. Sobre los datos reales se producen transiciones desde las fases de desaceleración a las de recesión y de éstas a las de recuperación debido a las innovaciones que llegan al sistema. No obstante, esta transición entre regímenes viene influida por los valores umbrales empleados en sus definiciones. Así, con $A=0$ el sistema no tiene que superar ningún criterio de recuperación para pasar de I a III, con lo que se produce un pase natural entre ambos regímenes y simulando el modelo con innovaciones aleatorias se tiene que los pasos entre dichos regímenes tienden a realizarse de forma rápida, bajo tales condiciones. Del mismo modo, si se define el régimen II con la condición $(0 < y_{t-1} < (y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} + y_{t-5})/4)$, es decir eliminando los valores $y_{t-1}=0$ de este régimen II y asignándolas al régimen I, se tiene que ya no existe ruptura entre ambos regímenes y de forma natural se pasa de tasas de variación positivas decrecientes a tasas negativas.

Se tiene pues, que la eliminación del valor cero de la definición del régimen II y la utilización del valor $A=0$ en la definición del I conduce a una evolución natural entre regímenes debida a la definición muy particular de los mismos. Tal y como se ha señalado anteriormente, en los datos no existe información para discriminar si el cero debe incluirse o no en la definición del régimen II y si A es ciertamente cero. Tales hipótesis no se pueden contrastar adecuadamente con los datos disponibles y deben sustituirse por hipótesis razonables para las características de los datos bajo estudio. En tal sentido, excluir tasas de variación nulas en la definición del comienzo de una recesión e imponer un criterio A de recuperación al final de la recesión parece bastante acorde con los datos utilizados, pero ciertamente no son características extraídas de los datos mediante un procedimiento firme de estimación. En consecuencia resultará válido simular este modelo con diferentes valores de A e incluso con la hipótesis de no ruptura entre regímenes que se ha comentado anteriormente. Conviene observar que en este último caso el sistema tiene un ciclo permanente.

Los resultados de este trabajo indican que hay propiedades de los datos que se estiman con bastante firmeza, como sus características en los procesos de aceleración y desaceleración, y otros que, por falta de observaciones relevantes, se estiman mal, como los relacionados con las recesiones. Si las recesiones son esporádicas, cortas y, además, escasas en la muestra utilizada, los datos serán poco informativos sobre este régimen. Entre los resultados firmes destaca un comportamiento dinámico diferente según las fases cíclicas, que se caracteriza por no conducir al sistema a una recesión ni sacarla de ella. Ambas cosas se producen por innovaciones o por una fijación de los valores umbrales del sistema que lleve a que en éste se generen ciclos límite. Estos ciclos en cualquier caso serían largos, ya que la fase de desaceleración es lenta y, aunque la periodicidad de los ciclos depende de las condiciones iniciales, se puede decir que dicha periodicidad será alta y con frecuencia superior a la estimada con los modelos $I(1,1^s)$.

Estos hechos encontrados a nivel univariante para la tendencia y componente cíclico del PIB parecen firmes y de no ser rechazados en trabajos posteriores, deberían, incorporarse en los modelos teóricos que puedan emplearse para analizar la economía española, así como en los modelos econométricos en los que aparezca esta variable.

3.3 ¿Qué factores pueden apoyar la rápida recuperación del crecimiento tras una crisis?

El proceso de debilitamiento económico que indica el modelo TAR se realiza de forma pausada y con la aparición de innovaciones negativas importantes da paso a una etapa de crecimientos negativos. Sin embargo, una vez que debido a una innovación positiva de cierta magnitud se sale de la recesión, la recuperación resulta ser muy rápida, debido al cambio en la media de crecimiento. Por tanto, es de interés plantearse qué factores pueden impulsar la caída del PIB en las contracciones y, sobre todo, la rápida recuperación del crecimiento en los primeros periodos de las recuperaciones. En la literatura internacional se han encontrado también patrones cíclicos de tres o cuatro fases como una opción razonable para representar el PIB de otras economías. El origen de este comportamiento, en economías cerradas como la de EEUU, se ha fundamentado a partir de la inversión en existencias, que con un fuerte dinamismo hace recuperarse al ingreso, aportando elevadas contribuciones a su crecimiento en los periodos iniciales tras una crisis, véase Blinder et al. (1986) y Sichel (1994) entre otros.

En este trabajo no se estudian las causas que pueden llevar a una crisis o sacarla de ella a

la economía española. Lo que sigue es una reflexión, que pretende apoyar la idea de que los factores que llevan a una recuperación en la economía española pueden estar relacionados con el comercio exterior y la competitividad de las exportaciones. En la economía española no parece que la oferta se anticipe a la demanda produciendo el efecto de inversión en existencias mencionado para EEUU y, en cualquier caso, los datos sobre inversión en existencias son poco fiables. Un agregado que puede estar relacionado con las fases en el ciclo de actividad español es el saldo comercial. Por ejemplo, en Buisán y Gordo (1993) y Alonso (1996) se le asigna un elevado protagonismo en la recuperación económica, principalmente en el último ciclo. Así mismo, Dolado y Sicilia (1995) a partir de un enfoque VAR estructural determinan que la secuencia de shocks negativos, que dan una explicación más adecuada a las perturbaciones negativas de demanda durante la última crisis, son los asociados al saldo comercial, y también este componente es el que marca el comienzo de la recuperación a partir de 1993. En el gráfico 4 se representan las contribuciones del saldo comercial real al crecimiento del PIB, para los trimestres con observaciones del régimen I correspondientes a las dos últimas crisis, y sus periodos inmediatamente anteriores y posteriores relativos al régimen II y III respectivamente, una evaluación en mayor detalle puede seguirse a partir del cuadro A2 del apéndice. En el gráfico 5 puede verse además la evolución dinámica del crecimiento trimestral del PIB junto a la contribución a su crecimiento del saldo comercial y la demanda interna. En estos dos gráficos se observa que una parte de la caída del ingreso que precede a las crisis y, principalmente, la rápida recuperación del crecimiento en los primeros trimestres posteriores, procede del extraordinario dinamismo del saldo comercial real. Una vez iniciada la recuperación componentes menos dinámicos pero más estables, como el consumo privado o la inversión, pueden ir tomando el relevo al sector exterior, aportando la mayor parte de la contribución al crecimiento del PIB y consolidando la recuperación económica. Lo anterior no pretende en absoluto ser un argumento sobre los factores causales de una recuperación, sino simplemente resaltar una regularidad estadística que merece ser objeto de investigaciones posteriores.

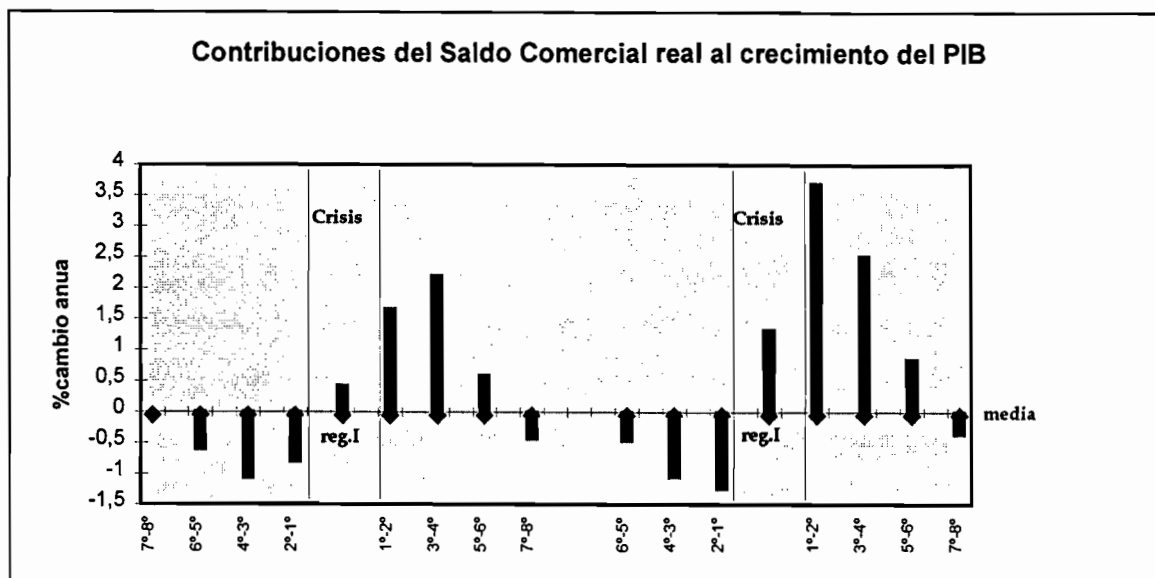


Gráfico 4. Contribución del Saldo Comercial real al crecimiento real del PIB. Recoge los periodos anteriores, de crisis y los inmediatamente posteriores. Las crisis se corresponden a las dos últimas fases con régimen I, 1980:3-1980:4 y 1992:3-1993:1 respectivamente.

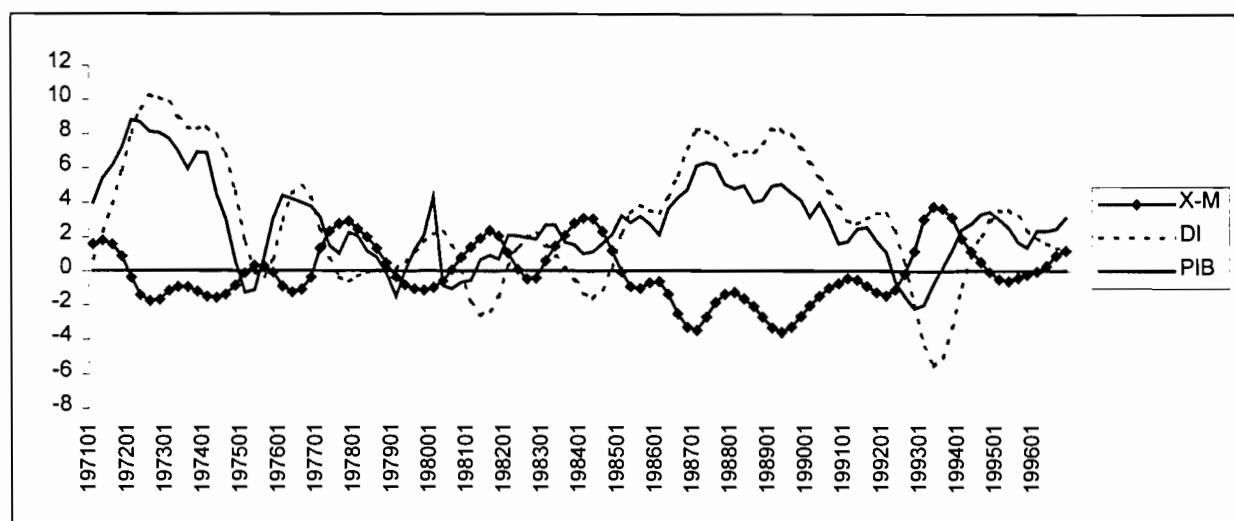


Gráfico 5. Crecimiento trimestral del PIB anualizado y la contribución a su crecimiento de la demanda interna y el saldo comercial en términos anuales.

4. Conclusiones

La configuración de los ciclos de actividad en la economía española requiere realizar un detallado análisis univariante de la serie del PIB. La posibilidad de discriminar entre las distintas innovaciones que han afectado a esta variable en el período de estudio es fundamental para caracterizar los ciclos económicos. Un esquema estadístico para esta variable formulado únicamente a partir de raíces unitarias se muestra insuficiente. Una mayor congruencia con la

teoría se obtiene cuando se plantea un modelo de medias segmentadas para la tasa de crecimiento trimestral del PIB, modelo que permite discriminar entre cierto tipo de innovaciones. Así la primera crisis del petróleo fechada en 1974:2 ocasionó una caída permanente en el nivel medio de la serie, disminuyendo el crecimiento medio anual del PIB en torno a un 2%. El resto de innovaciones no han tenido efectos permanentes sobre el crecimiento del PIB y las desviaciones sobre su tasa de crecimiento de equilibrio han sido de carácter transitorio.

Cuando se reconoce que la naturaleza dinámica del PIB es más compleja que la explicación que puede extraerse a partir de modelos lineales, puede darse un nuevo avance en el análisis. Un modelo TAR con tres regímenes definidos en función de la evolución de las tasas de crecimiento permite una explicación que recoge asimetrías y heterocedasticidad en las fases cíclicas. La dinámica del PIB está caracterizada por una evolución cíclica donde se suceden alternativamente tres fases. Breves períodos de contracción con tasas de variación negativas, períodos de recuperación que dan lugar a elevados crecimientos y períodos de debilitamiento que siguen a las fases de recuperación. La hipótesis de que la entrada y salida de los periodos de contracción se deben a innovaciones que llegan al sistema y no a la propia dinámica de éste, parece congruente con los modelos estimados y merece desarrollarse más en trabajos futuros. El hecho de que el crecimiento medio, la dinámica del PIB y la varianza condicional son dependientes de la situación cíclica, es un resultado que se obtiene independientemente del criterio seguido en la determinación de los distintos regímenes. También en lo relativo a predicción, los modelos no lineales pueden conseguir mejoras respecto a las predicciones obtenidas por los modelos lineales.

El saldo comercial real y, posiblemente la competitividad de las exportaciones, podrían jugar un papel muy relevante en el patrón de las tres fases, ocasionando parte de la caída del PIB en las fases de debilitamiento y aportando la mayor parte del crecimiento durante los periodos iniciales de las recuperaciones. Pero esto no es más que una conjetura que también puede ser un tema de interés en investigaciones posteriores.

APÉNDICE

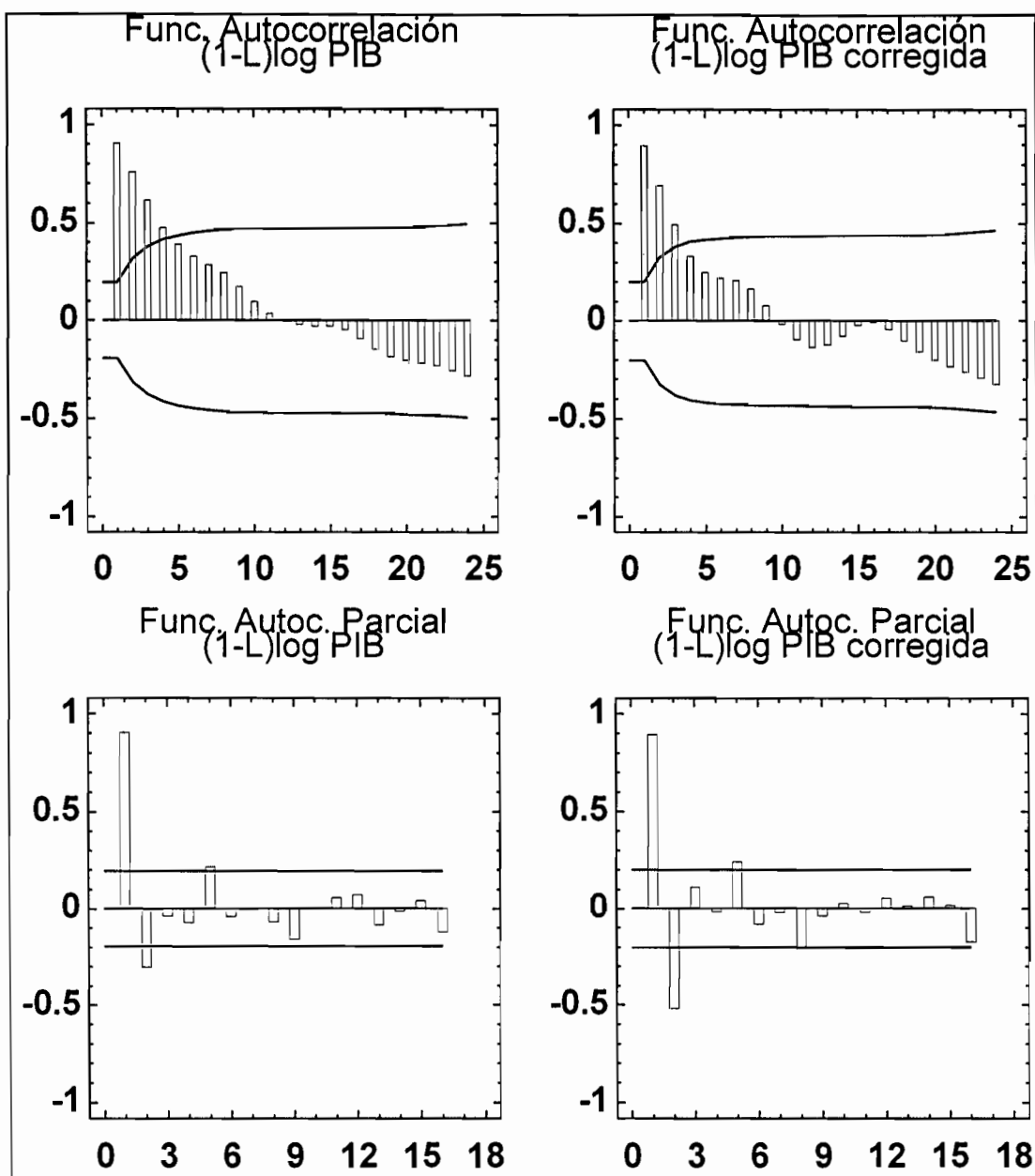


Gráfico A.1. Funciones de autocorrelación y autocorrelación. parcial para las series $\log \text{PIB}$ y su versión en desviaciones sobre las medias y escalones truncados: E74:2, E802:814, E914:934.

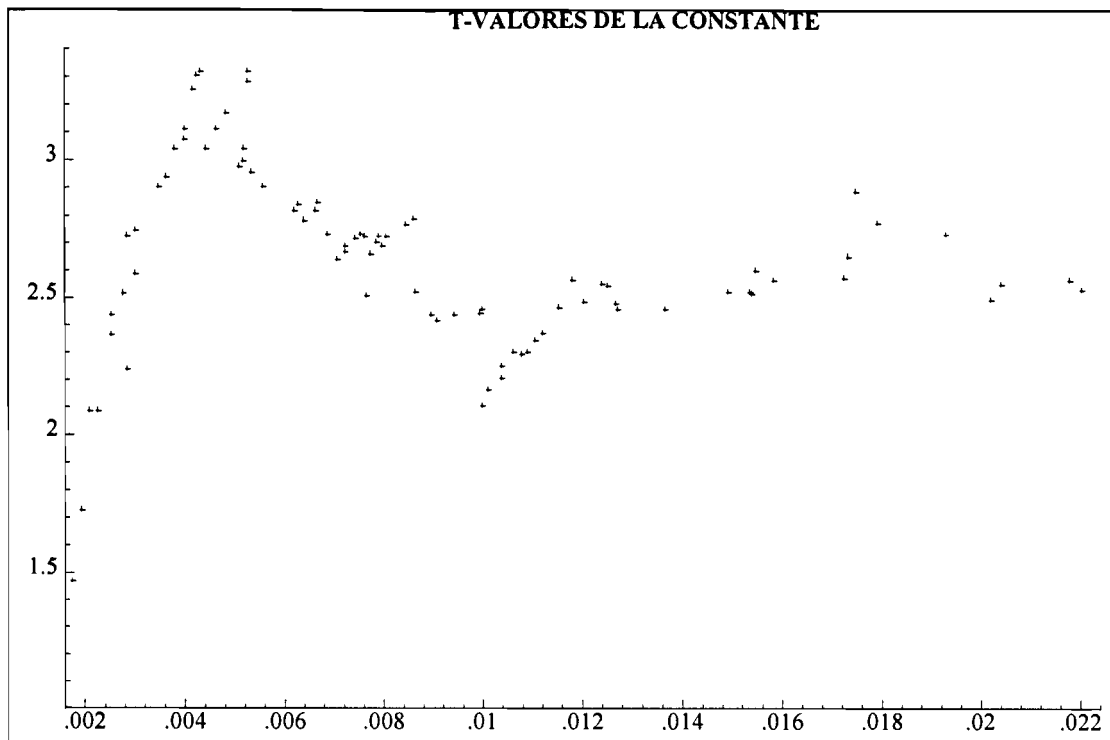


Gráfico A.2. t-valores de la constante respecto a la variable umbral.

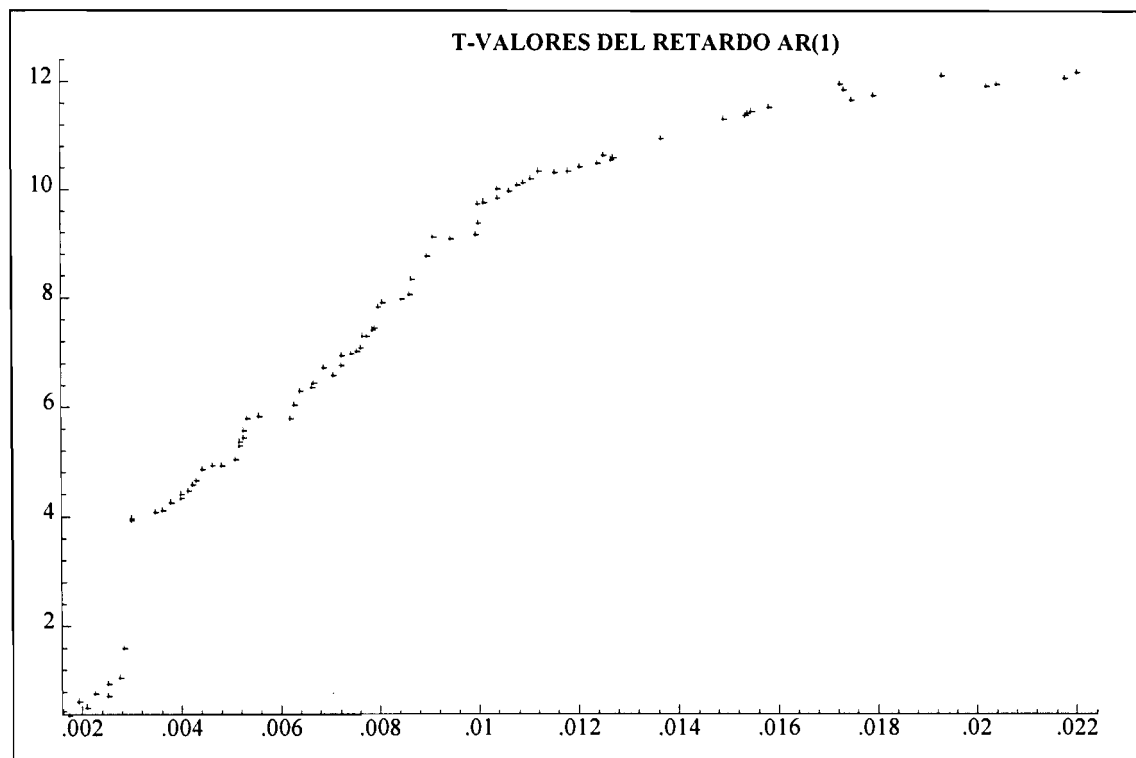


Gráfico A.3. t-valores del parámetro autorregresivo de primer orden respecto a la variable umbral.

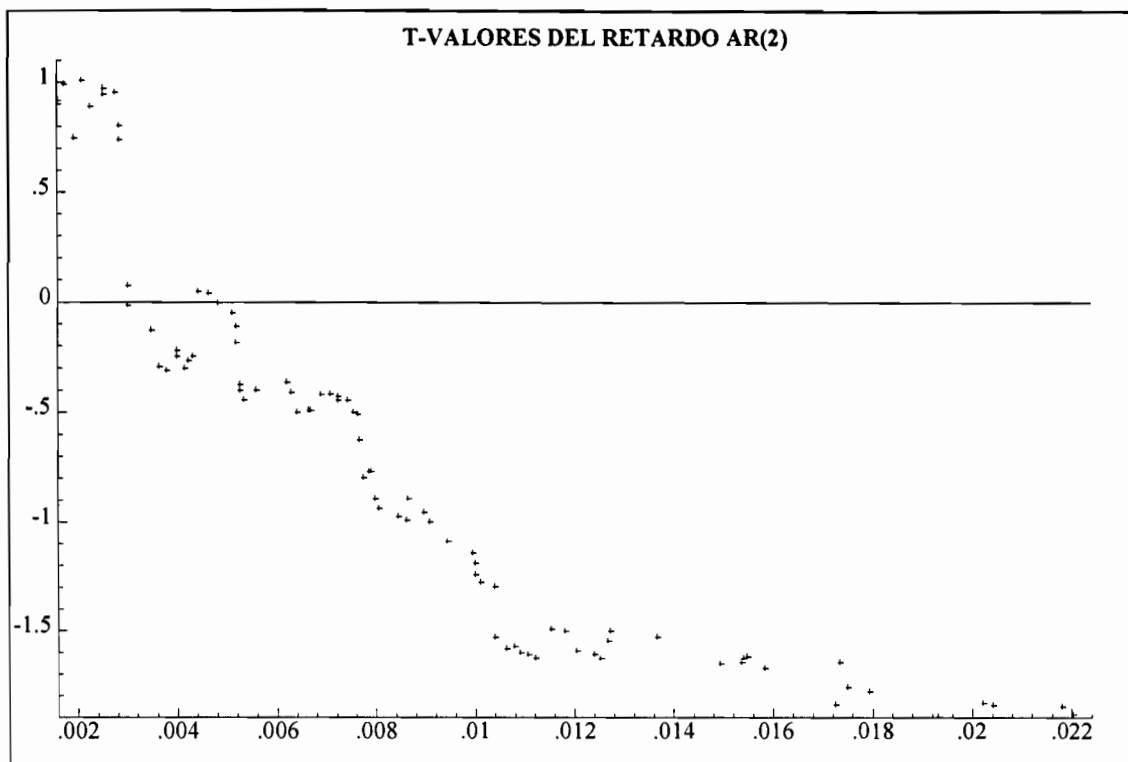


Gráfico A.4 .t-valores del parámetro autorregresivo de segundo orden respecto a la variable umbral.

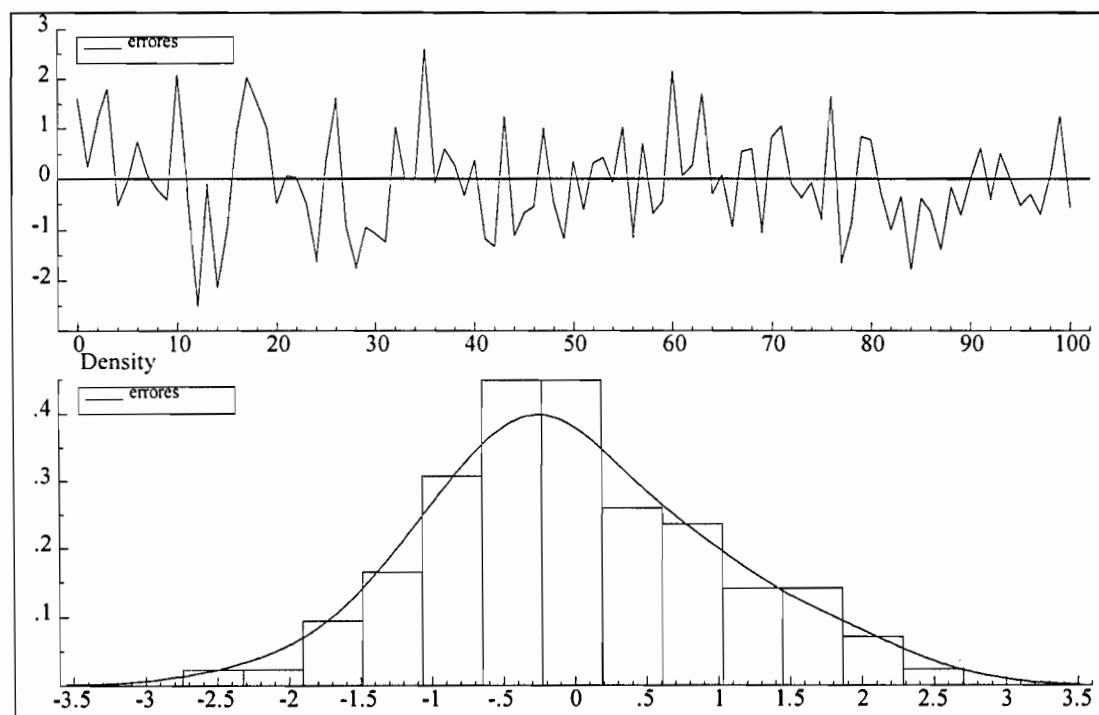


Gráfico A.5. Errores del modelo TAR con dos regímenes

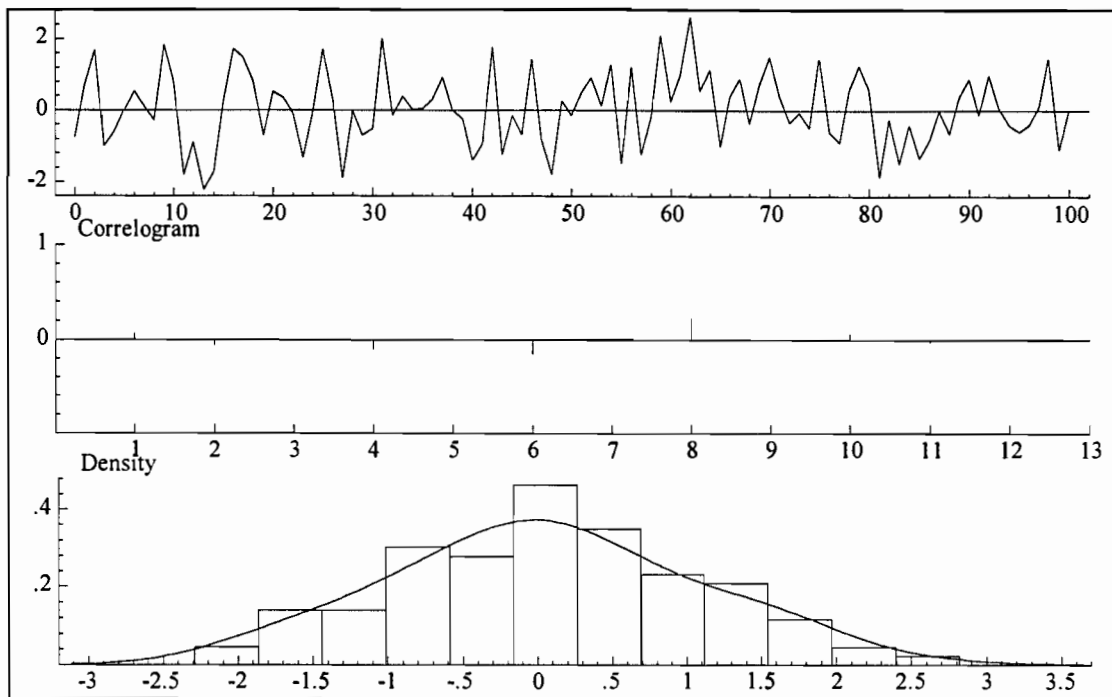


Gráfico A.6. Errores del modelo TAR con tres regímenes, $A=0$.

| Cuadro A1. Observaciones del régimen I de acuerdo con distintos valores de A. | |
|--|--|
| Valores de A | Observaciones en el régimen I |
| A=0 | 75:2, 79:1, 79:2, 80:3, 80:4, 92:3, 92:4, 93:1 |
| A=0.00030 | Anteriores (A=0) y 81:2 |
| A=0.00033 | Anteriores (A=0.00030) y 75:3 |
| A=0.00054 | Anteriores (A=0.00033) y 93:2 |
| A=0.00094 | Anteriores (A=0.00054) y 81:1 |
| A=0.0031 | Anteriores (A=0.00094) y 93:3 |

| Cuadro A.2. Contribución del Saldo Comercial real al crecimiento del PIB | | | |
|---|--------------------------------|-----------------------|----------------------|
| | | % cambio anual | Fecha |
| Trimestres | Crisis-regI (1980:3) | 0.42 | 1980:3-1980:4 |
| | q ₁ -q ₂ | 1.66 | 1981:1-1981:2 |
| | q ₃ -q ₄ | 2.20 | 1981:3-1981:4 |
| | q ₅ -q ₆ | 0.58 | 1982:1-1982:2 |
| | q ₇ -q ₈ | -0.44 | 1982:3-1982:4 |
| Bienios | 3°-4° años | 2.42 | 1983-1984 |
| | 5°-6° años | -1.3 | 1985-1986 |
| | 7°-8° años | -2.1 | 1987-1988 |
| Trimestres anteriores a la crisis | | | |
| | q ₆ -q ₅ | -0.46 | 1991:1-1991:2 |
| | q ₄ -q ₃ | -1.05 | 1991:3-1991:4 |
| | q ₂ -q ₁ | -1.24 | 1992:1-1992:2 |
| | Crisis-regI (1992:3) | 1.33 | 1992:3-1993:1 |
| | q ₁ -q ₂ | 3.69 | 1993:2-1993:3 |
| | q ₃ -q ₄ | 2.51 | 1993:4-1994:1 |
| | q ₅ -q ₆ | 0.84 | 1994:2-1994:3 |
| | q ₇ -q ₈ | -0.36 | 1994:4-1995:1 |
| | | | |
| Bienio | 3°- 4° años | 0.05 | 1995:1996 |
| Contribución media | | -0.06 | |

REFERENCIAS

- Alonso José A. (1996); "Sector exterior y crecimiento económico". En *España 1995. Un Balance*, Colegio de Economistas de Madrid, nº69, 156-167.
- Anderson, T. W. (1971); *The statistical analysis of time series*. Wiley, Nueva York.
- Andrés , J.; Dolado, J. J.; Molinas, C.; Sebastián, M.; y A. Zabalza (1990); "The influence of demand and capital constraints on spanish unemployment". En J. Drèze y Ch. Bean (eds.), *Europe's Unemployment Problem*, MIT Press.
- Bai, J. (1994); "Least squares estimation of a shift in linear processes". *Journal of the time series análisis*, 15, 453-472.
- Bajo, O. y M. Montero (1995); "Un modelo econométrico ampliado para el comercio exterior español, 1977-1992". *Moneda y Crédito*, 201, 153-182.
- Blinder, A., y Holtz-Eakin, D. (1986). "Inventory fluctuations in the United States since 1929". In *American Business Cycle: Continuity and Change*, ed. R. Gordon, Chicago: NBER and University of Chicago press, 183-236.
- Blough, S. R. (1992); "The relationship between power and level for generic unit roots test in finite samples". *Journal of Applied Econometrics*, 7, 295-308.
- Beaudry, P. y Koop, G. (1993). "Do recessions permanently affect output?". *Journal of Monetary Economics*, 31, 149-163.
- Box, G. E. P. and Jenkins, G. M. (1970); *Time series analisis: forecasting and control*. Holden Day, San Francisco.
- Box, G. E. y Tiao, G. C. (1975); "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems". *Journal of the American Statistic Association*, 70, 70-79.
- Busián A. y Gordo E. (1993). "Recuperación económica, competitividad y saldo exterior". *Papeles de Economía Española*, 56, 46-57.
- Cai, Jun. (1994); "A markov model of unconditional variance in ARCH". *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 309-316 .
- Cambhell J.Y. and Perron P (1991); "Pitfalls and opportunities: what macroeconomists shold know about unit roots". In Blanchard, F. and Fischer, S. (eds.), *NBER Economics Annual*, MIT press, Pag. 142-219.
- Chen, R. y Liu L. M. (1993) "Joint estimation of model parameters and outlier effects in time series". *Journal of the American Statistical Association* 88, 284-97.

- Chen , R. y Tiao, G. C. (1990); "Random level-shift time series models, ARIMA aproximations, and level-shift detection". *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 83-97.
- Chow, G. C. (1960); "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions". *Econometrica*, 28, 591-605.
- Clements M. P. and Hendry D. G. (1997); "Forecasting economic processes". Working Paper, version preliminar.
- Clements M. P. y Smith J. (1997); "The performance of alternative forecasting methods for SETAR models". *International Journal of Forecasting*, 13, 463-475.
- Cochrane, J. H. (1991); "A critique of the application of unit root test". *Journal of Economics Dynamics and Control* 15, 275-84.
- Delgado M.A. y Hidalgo J. (1996); "Non parametric inference on structural breaks". Working Paper, Universidad Carlos III. Version preliminar, 1996.
- Dickey, D.A. and Pantula S. G. (1987); "Determining the order of differencing in autoregressive processes". *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, 455-61.
- Diebold F. X. y Rudebusch G. D. (1996); "Measuring business cycles: a modern perspective". *The Review of Economic and Statistics*, 78(1) 67-77.
- Dolado J. J. y Sicilia J. C. (1995). "Explicaciones de la recesión en Europa: un enfoque de VAR estructural". *Investigaciones Económicas*, vol XIX.
- Doménech R. y Taguas D. (1996); "Funciones de exportacion e importacion de bienes y servicios". Abril 1996, versión preliminar.
- Durland, J. M. y McCurdy T. H. (1994); "Duration-dependent transitions in a markov model of U.S. GNP growth". *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 279-288.
- Engle, R. F. y Smith, A. D. (1997); "Stochastic permanent breaks". Trabajo no publicado, departamento de economía, universidad de California, San Diego.
- Espasa, A. (1984); "The estimation of trends with breaking points in their rate of growth: the case of the spanish GDP". *Documento de Trabajo del Servicio de Estudios del Banco de España*, publicado posteriormente en *Statistical Methods for Cyclical and Seasonal Analysis*, Mentz R.P. et al. (eds. 1989) 400-432.
- Espasa, A. y Cancelo J. R. (1993); *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*. Antoni Espasa y José Ramón Cancelo eds, cap. II, pag. 107, Alianza Editorial.
- Espasa, A. y D. Peña (1995); "The decomposition of forecast in seasonal arima models". *Journal of Forecasting*, 14, 565-83.

Espasa, A. y E. Senra (1997); "Evolución tendencial de las series económicas". Versión preliminar.

Filardo Andrew J. (1994); "Business-cycle phases and their transitional dynamic". *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 299-308.

Franco, C. y Roussignol M. (1997); "On white noises driven by hidden Markov chains". *Journal of the Time Series Analysis*, 18, nº6, 553-578.

Goldfeld, S. M. y R. E. Quandt (1972); *Non-linear methods in econometrics*. Amsterdam: North-Holland.

Gómez, V. y Maravall. A. (1994). "Programs Tramo and Seats. update: december 1995". European University Institute, Working Paper ECO N° 95/46.

Goodwin, T. H. (1993); "Business cycle analysis with a markov-switching-model". *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 331-339.

Granger C. W. J. (1993); "What are we learning about the long run?". *The Economic Journal*, 103, 307-317.

Grossman, G. y Helpman E. (1991a); "Innovation and growth in the global economy". Cambridge: MIT Press.

Grossman, G. y Helpman E. (1991b); "Quality ladders in the theory of growth". *Review of Economic Studies*, 58, 43-61.

Guerrero, V. (1997); "Obtención de información macroeconómica, desagregada trimestralmente, a partir de datos anuales: el caso español". En: Tema a debate, *Boletín IPC de Análisis Macroeconómico*, Marzo 1997, Universidad Carlos III, Madrid.

Hamilton J. D. (1989); "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle". *Econometrica* 57, 357-84.

Hendry D. G. y Mizon G. E.; "Evaluating dynamic econometric models by encompassing the VAR". In Phillips, P. C. B. (eds.), *Models, Methods, and Applications of Econometrics*, Blackwell.

INE (1993); "Metodología de la contabilidad nacional trimestral de España". Instituto Nacional de Estadística, Abril 1993.

Jones Charles I (1995); "Time series tests of endogenous growth model". *Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 495-525.

King, Plosser y Rebelo (1989); "Production, growth and business cycles: II new directions". *Journal of Monetary Economics*, 21, 195-232.

- Perron, P. (1989); "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis". *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Pesaran M. H. y Potter, S. M. (1997); "A floor and ceiling model of US output". *Journal of Economic Dynamic and Control*, 21, 661-695.
- Potter, S. M. (1995); "A nonlinear approach to US GNP". *Journal of applied econometrics*, 10, 109-125.
- Quandt R. E. (1958); "The estimation of parameters of linear regression system obeying two separate regimes". *Journal of the American Statistical Association*, 55, 873-880.
- Rodríguez. J. y Sanz, R., (1982); "Trimestralización del Producto Interior Bruto por ramas de actividad". Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de trabajo 8211.
- Sichel D. (1994); "Inventories and the three Phases of the Business Cycle". *Journal of Business y Economic Statistis*, Vol.12, 269-277.
- Tsay R. S. (1989); "Testing and modeling threshold autoregressive processes". *Journal of the American Statistical Association*, 84, 231-40.
- Tiao G. C. and R. S. Tsay (1994). "Some advances in non-linear and adaptive modelling in time-series". *Journal of Forecasting*, Vol. 13, 109-31.
- Tong H. (1990); **Non-linear time series: A dynamic systems approach**. Oxford University Press, Oxford.
- Tong H. (1978); "On a threshold model". In Chen, C. H. (eds.), *Pattern Recognition and Signal Processing*, Amsterdam: Sijhojj y Noordoff.
- Tong H. y Lim K. S. (1980); "Threshold autoregression, limited cycles and cyclical data". *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 42, 245-92.